

# Revue de l'OFCE

## OFCE

L'Observatoire français des conjonctures économiques est un organisme indépendant de prévision, de recherche et d'évaluation des politiques publiques. Créé par une convention passée entre l'État et la Fondation nationale des sciences politiques approuvée par le décret n° 81.175 du 11 février 1981, l'OFCE regroupe plus de 40 chercheurs (es) français et étrangers. « Mettre au service du débat public en économie les fruits de la rigueur scientifique et de l'indépendance universitaire », telle est la mission que l'OFCE remplit en conduisant des travaux théoriques et empiriques, en participant aux réseaux scientifiques internationaux, en assurant une présence régulière dans les médias et en coopérant étroitement avec les pouvoirs publics français et européens. Philippe Weil a présidé l'OFCE de 2011 à 2013, à la suite de Jean-Paul Fitoussi, qui a succédé en 1989 au fondateur de l'OFCE, Jean-Marcel Jeanneney. Depuis 2014, Xavier Ragot préside l'OFCE. Il est assisté d'un conseil scientifique qui délibère sur l'orientation de ses travaux et l'utilisation des moyens.

### Président

Xavier Ragot.

### Direction

Jérôme Creel, Estelle Frisquet, Éric Heyer, Lionel Nesta, Xavier Timbeau.

### Comité de rédaction

Guillaume Allègre, Luc Arrondel, Frédérique Bec, Christophe Blot, Carole Bonnet, Julia Cagé, Ève Caroli, Virginie Coudert, Anne-Laure Delatte, Brigitte Dormont, Bruno Ducoudré, Michel Forsé, Guillaume Gaulier, Sarah Guillou, Florence Legros, Éloi Laurent, Mauro Napoletano, Hélène Périvier, Mathieu Plane, Franck Portier, Corinne Prost, Romain Rancièrre et Raul Sampognaro.

### Publication

Xavier Ragot, *directeur de la publication*

Sandrine Levasseur, *rédactrice en chef*

Laurence Dubois Fresney, *secrétaire de rédaction*

Najette Moumami, *responsable de la fabrication*

### Contact

OFCE, 10 place de Catalogne 75014 Paris

Tel. : +33(0)1 44 18 54 24

mail : [revue.ofce@sciencespo.fr](mailto:revue.ofce@sciencespo.fr)

web : [www.ofce.sciences-po.fr](http://www.ofce.sciences-po.fr)

## VARIA

<b>Hypergamie et célibat selon le statut social en France depuis 1969</b> <i>Une convergence entre femmes et hommes ?</i> . . . . .	5
Milan Bouchet-Valat	
<b>La désinflation manquante</b> <i>Un phénomène américain uniquement ?</i> . . . . .	47
Paul Hubert et Mathilde Le Moigne	
<b>Asymmetric Responses to Dividend Announcements</b> <i>A Case for Ambiguity</i> . . . . .	77
Yaovi Sélom Agbetonyo, Emmanuelle Fromont et Jean-Laurent Viviani	
<b>Les voies de la recherche cliométrique ouvertes par</b> <i>Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle</i> . . . . .	105
Antoine Parent	
<b>Convergence des taux de chômage et persistance des inégalités femmes-hommes</b> <i>L'impact du diplôme et de la présence des jeunes enfants sur l'emploi et le non-emploi</i> . . . . .	131
Mathilde Guergoat-Larivière et Séverine Lemièrre	

Les propos des auteurs et les opinions qu'ils expriment n'engagent qu'eux-mêmes  
et non les institutions auxquelles ils appartiennent.

# HYPERGAMIE ET CÉLIBAT SELON LE STATUT SOCIAL EN FRANCE DEPUIS 1969

## UNE CONVERGENCE ENTRE FEMMES ET HOMMES ?

**Milan Bouchet-Valat**

*Institut national d'études démographiques (INED) et CREST-LSQ*

---

À la suite de l'augmentation du niveau d'éducation des femmes, les couples dans lesquels la femme est plus diplômée que son conjoint sont désormais majoritaires en France : l'hypergamie féminine s'est inversée. Cet article actualise ce résultat à partir des enquêtes Emploi de l'Insee, et met en évidence une tendance similaire quoique de moindre ampleur sur le plan professionnel : la proportion de femmes appartenant à une classe sociale (classification EGP) plus élevée que leur conjoint est passée de 13 % en 1969 à 23 % en 2016. Ces tendances sont allées au-delà de ce que l'évolution de la structure de la population impliquait (hypergamie relative). En revanche, on ne relève aucune hypergamie en termes d'origine sociale. La théorie classique liant l'hypergamie à une distribution asymétrique du célibat selon le sexe est pleinement confirmée. Ainsi, si le célibat augmentait à mesure que le diplôme, la classe sociale et l'origine sociale s'élevaient chez les femmes en début de période, cette échelle s'est inversée pour les deux premières dimensions et a disparu pour la dernière. La distribution du célibat des femmes s'est globalement rapprochée de celle des hommes.

*Mots clés : hypergamie, célibat, couple, inégalités de genre, choix du conjoint.*

---

**L**e niveau d'éducation des femmes a progressé de manière spectaculaire dans la plupart des pays du monde depuis plusieurs décennies. Cette évolution a entraîné une inversion de la tendance à la supériorité du diplôme de l'homme sur celui de la femme au sein des couples, c'est-à-dire de l'hypergamie féminine<sup>1</sup> en termes d'éducation (Esteve, García-Román et Permanyer, 2012 ; Esteve *et al.*, 2016 ; De Hauw, Grow et Van Bavel, 2017). Ce phénomène est particulièrement net en

---

1. Se référer à l'encadré 1 pour les définitions des concepts d'homogamie et d'hypergamie

France, où les couples dans lesquels la femme est plus diplômée que son conjoint sont devenus plus fréquents que le cas inverse à partir de l'an 2000 (Bouchet-Valat, 2014), reflétant une inversion qui s'est produite dès les générations nées dans les années 1950 (Bouchet-Valat, 2015a).

Pour autant, la signification réelle de ce retournement reste incertaine. S'est-elle accompagnée d'évolutions équivalentes dans d'autres domaines, susceptibles de remettre en cause les rôles de genre au sein du couple ? En dépit de leur récente supériorité en termes d'éducation, les femmes continuent de suivre des carrières nettement moins favorables que celles des hommes (Meurs et Ponthieux, 2006 ; Albouy, Djider et Mainguené, 2012 ; Minni, 2015). On pourrait donc penser que l'activité professionnelle constitue le véritable support des rôles de genre et de leur persistance, et que le niveau d'éducation n'y prend qu'une part mineure.

C'est pourquoi cet article vise à étendre l'analyse de l'hypergamie à des dimensions autres que l'éducation, en se penchant sur l'évolution de l'écart entre femmes et hommes au sein des couples en France depuis 1969 en termes à la fois de diplôme, de classe sociale et d'origine sociale. La classe sociale (classification Erikson-Goldthorpe-Portocarero, ou en d'autres termes la position professionnelle) présente plusieurs intérêts pour l'étude des inégalités de genre au sein du couple. En plus d'être associée à des dimensions matérielles (revenu, stabilité de l'emploi, conditions de travail), elle indique une position dans l'organisation du travail source de prestige et de pouvoir, et dont les effets peuvent se faire ressentir dans la sphère privée. En exigeant et en légitimant un investissement fort, une position professionnelle élevée peut fournir aux femmes et aux hommes des ressources dans la négociation des rôles au sein du couple, par exemple du point de vue de la répartition des tâches domestiques (Ponthieux et Schreiber, 2006 ; Bauer, 2007 ; Bruguilles et Sebille, 2009 ; Brousse, 2015 ; Champagne, Pailhé et Solaz, 2015 ; pour une revue de littérature internationale, voir Van Bavel, Schwartz et Esteve, 2018). Enfin, contrairement au diplôme, la profession évolue au cours du temps et reflète donc des processus à l'œuvre après la mise en couple, tout en étant plus stable que le revenu.

Par ailleurs, il est intéressant de retenir un critère supplémentaire, l'origine sociale. Rarement étudiée, cette dimension permet de faire ressortir des asymétries genrées qui ne peuvent s'expliquer par des

contraintes liées à la structure de la population, puisque les distributions des femmes et des hommes en termes d'origine sociale sont identiques à l'échelle de la société dans son ensemble. L'étude de l'hypergamie d'origine sociale dévoile donc le caractère genré des processus de formation du couple en lien avec les différences de socialisation primaire et de conditions de vie durant la jeunesse (Battagliola, Brown et Jaspard, 1997).

Au-delà de l'étude des couples, il importe de prêter attention aux variations du taux de célibat des femmes et des hommes selon les trois dimensions citées. En effet, le phénomène de l'hypergamie féminine au sein des couples va classiquement de pair avec un célibat asymétrique selon le sexe, plus fort parmi les femmes au statut social le plus élevé et parmi les hommes au statut social le plus faible. On sait que à la suite de l'inversion de l'hypergamie féminine de diplôme au fil des cohortes en France, le célibat définitif<sup>2</sup> est devenu moins fréquent parmi les femmes les plus diplômées, au point de ne plus se distinguer des autres groupes (Bouchet-Valat, 2015a). On peut se demander si cette évolution se retrouve du point de vue de la classe sociale et de l'origine sociale, ce qui signifierait une transformation des rôles de genre plus profonde que ce qu'une analyse fondée sur le seul diplôme pourrait laisser penser.

Nous commençons par rappeler le cadre d'interprétation classique de l'hypergamie, ainsi que les résultats établis par la littérature, qui porte principalement sur le diplôme. Nous montrons ensuite à partir des enquêtes Emploi annuelles de 1969 à 2016 de l'Insee que les couples dans lesquels la femme est la plus diplômée sont devenus majoritaires en France, et que la proportion de couples dans lesquels la femme occupe une position professionnelle plus élevée que son conjoint a nettement augmenté. En revanche, aucune tendance à l'hypergamie ne peut être relevée du point de vue de la classe sociale d'origine. Ces tendances sont allées au-delà de ce qu'explique l'évolution des positions sociales des femmes et des hommes dans la population générale (hypergamie relative). En cohérence avec ces résultats, nous mettons ensuite en évidence une convergence entre hommes et femmes de la distribution des taux de célibat par diplôme, classe et origine sociales, confirmant ainsi les liens entre célibat et hypergamie. Finalement, une synthèse de l'hypergamie relative et du

---

2. C'est-à-dire le fait de ne jamais avoir vécu en couple à la fin de sa vie ou du moins à un âge avancé.

célibat réalisée à l'aide du modèle log-multiplicatif à association anti-symétrique indique une disparition et parfois une inversion des asymétries de genre dans la mise en couple une fois tenu compte de la structure de la population.

Ces résultats révèlent une transformation profonde des liens entre genre, statut social et mise en couple. Ils soulèvent aussi un paradoxe, tant la disparition des différences genrées de célibat et d'hypergamie relative contraste avec la lenteur de la réduction des inégalités entre femmes et hommes sur le marché du travail.

### Encadré 1. Définitions de l'homogamie et de l'hypergamie

L'*homogamie* désigne le fait que les conjoints sont proches du point de vue d'un ensemble de caractéristiques (ici, la classe sociale, le diplôme et la classe sociale des parents). L'*hétérogamie* correspond au contraire de l'homogamie. Ces deux concepts ignorent la dimension genrée de la composition des couples. On définit ici comme homogames les couples dans lesquels les conjoints appartiennent à la même catégorie sur la dimension considérée (homogamie stricte), et par conséquent comme hétérogames tous ceux qui sont dans une autre configuration, sans distinguer de nuances d'homogamie et d'hétérogamie. Dans le cas de la classe sociale et de la classe sociale des parents, l'égalité des positions des conjoints est évaluée après regroupement des classes (voir tableau 1 ).

L'*hypergamie féminine*, que l'on peut aussi désigner comme hypogamie masculine, décrit la situation d'un couple hétérosexuel au sein duquel la position sociale de la femme est inférieure à celle de son conjoint (mise en couple « vers le haut »), du point de vue d'une dimension particulière. Son inverse est la situation d'hypogamie féminine, ou hypergamie masculine. Il est d'usage dans la littérature de retenir le point de vue de la femme : *hypergamie* sans plus de précisions fait alors référence à l'hypergamie féminine.

L'*hypergamie relative* désigne le fait que les couples à hypergamie féminine sont sur-représentés, et les couples à hypergamie masculine sous-représentés, par rapport à ce que l'on attendrait dans une situation où les couples seraient formés totalement au hasard. Ce concept permet de distinguer l'effet des positions sociales occupées de manière générale par les hommes et les femmes dans la population, de ce qui s'explique en propre par l'appariement des conjoints.



## 1. L'hypergamie et le célibat dans la littérature

### 1.1. La signification sociologique de l'hypergamie

La tendance à la supériorité du statut de l'homme au sein du couple (ou hypergamie féminine) est un résultat classique de la sociologie. Alors que l'homogamie peut être considérée comme le reflet de la stratification sociale (Bouchet-Valat, 2014), l'hypergamie est l'un des éléments clés du maintien de la domination masculine (Bouchet-Valat, 2015a). Elle en est d'abord un symptôme, puisqu'elle reflète les normes et les structures sociales qui influencent la mise en couple, le parcours scolaire et la carrière des individus. Elle contribue aussi à la reproduction de l'ordre de genre, en influençant de nombreuses dimensions de la vie des conjoints, et à travers la socialisation familiale des nouvelles générations.

Le phénomène de l'hypergamie féminine peut être schématiquement divisé en trois dimensions distinctes. Premièrement, les hommes et les femmes n'occupent pas des positions sociales égales (effet de structure), ce qui produit nécessairement des écarts au sein des couples. En termes éducatifs, les filles ont longtemps été moins diplômées que les hommes, mais cette situation s'est inversée au cours du XX<sup>e</sup> siècle (Duru-Bellat, 1990 ; Baudelot et Establet, 1992). En revanche, en termes professionnels, les femmes continuent à occuper des positions inférieures en moyenne à celles des hommes, même si cet écart tend à se réduire lentement (Albouy, Djider et Mainguéné, 2012 ; Minni, 2015). Finalement, les origines sociales des femmes et des hommes sont identiques à l'échelle de l'ensemble de la population : les asymétries structurelles ne jouent pas dans ce dernier cas.

Deuxièmement, au-delà de ces inégalités structurelles, on relève classiquement que les couples dans lesquels le statut de l'homme est supérieur à celui de sa conjointe sont sur-représentés par rapport à ce que l'on attendrait si les individus choisissaient leur conjoint au hasard parmi les individus en couple du sexe opposé. Ce phénomène, désigné sous le nom d'hypergamie féminine relative, peut tenir tout d'abord au fait que les individus ont tendance à former des couples à hypergamie féminine dès le départ de la relation. Cette situation peut elle-même résulter d'un décalage de calendrier de mise en couple entre hommes et femmes selon leur niveau de diplôme, d'une préférence directe pour les appariements qui respectent la norme de supériorité masculine, ou encore d'une réticence des femmes au statut le plus élevé à se plier à ce

modèle inégalitaire du couple (voir Bouchet-Valat, 2015a pour une discussion). Ces différents facteurs ont nettement évolué sur la période étudiée. Des études ont notamment documenté un rapprochement des préférences des femmes et des hommes concernant les conjoints potentiels au cours des dernières décennies (Bozon, 1990 ; Buss *et al.*, 2001 ; Zentner et Eagly, 2015), ainsi qu'une plus grande acceptation de la supériorité du revenu perçu par la femme par rapport à celui perçu par son conjoint parmi les cohortes les plus récentes (Esteve *et al.*, 2016).

Dans le cas de la profession, l'hypergamie relative peut aussi résulter de l'évolution de la situation des conjoints après la mise en couple (Nicole-Drancourt, 1989) : l'écart entre conjoints comporte une composante endogène. En effet, les progressions de carrière des femmes sont moins favorables que celles des hommes (Bozio, Dormont et García-Peñalosa, 2014), du fait notamment du recours au temps partiel et des interruptions de carrière liés aux charges familiales (Le Minez et Roux, 2002 ; Dupray et Moullet, 2005 ; Couppié et Epiphane, 2007 ; Meurs, Pailhé et Ponthieux, 2010). La supériorité de la profession de l'homme, déjà repérable à la mise en couple, tend donc à se renforcer au cours du temps (Bouchet-Valat et Grobon, 2019). S'il existe une norme d'hypergamie féminine selon laquelle la position professionnelle de la femme doit être inférieure à celle de son conjoint, alors on observera une tendance à l'hypergamie relative, reflétant le fait que les carrières des femmes, en plus d'être moins favorables de manière générale que celles des hommes, sont plus spécifiquement bridées de manière à ne pas faire d'ombre à celle de leur conjoint (Testenoire, 2008).

Troisièmement, l'hypergamie féminine a des conséquences sur la distribution sociale du célibat, qui est dans le schéma classique fortement asymétrique entre femmes et hommes (Singly, 1987 ; Bouchet-Valat, 2015a). Les femmes tendant à prendre pour conjoints des hommes situés plus haut qu'elles dans la hiérarchie sociale (et vice-versa), deux groupes situés aux extrêmes se trouvent en situation particulièrement défavorable sur le marché conjugal : les femmes au statut social le plus élevé, et les hommes au statut social le plus faible sont plus fréquemment célibataires que les femmes des autres groupes. On peut s'attendre à ce que ce schéma ait perdu de sa validité au cours du temps, dans un contexte où les progrès de l'emploi des femmes diminuent l'incompatibilité perçue entre engagements familial et

professionnel (Esteve *et al.*, 2016), et où l'emploi de la femme peut s'avérer un atout pour stabiliser la situation économique du couple face au risque de chômage (Oppenheimer, 1994). En revanche, on peut douter que la situation professionnelle de l'homme ait perdu en importance pour la vie en couple, le modèle dominant étant désormais celui du couple de deux actifs. Au contraire de l'hypergamie, ces différences de taux de célibat ne s'expliquent par aucune contrainte structurelle, et leur étude constitue donc un complément essentiel pour mesurer les effets des normes de genre. C'est pourquoi nous proposons ci-dessous une méthode permettant d'analyser de manière conjointe les évolutions temporelles de ces deux phénomènes.

## 1.2. L'évolution de l'hypergamie et du célibat dans la littérature

La littérature sur l'hypergamie féminine s'est très largement concentrée sur la dimension éducative du phénomène, négligeant ses dimensions de classe et d'origine sociale. Comme noté en introduction, on sait que la récente supériorité des femmes en termes de diplôme s'est traduite dans la plupart des pays par une inversion de l'hypergamie féminine (Esteve, García-Román et Permanyer, 2012 ; Esteve *et al.*, 2016 ; De Hauw, Grow et Van Bavel, 2017). La France ne fait pas exception : l'hypergamie féminine de diplôme s'étant inversée à partir des cohortes nées dans les années 1950, allant au-delà de ce que l'évolution de la structure de la population impliquait (Bouchet-Valat, 2015a).

Parallèlement, la plus forte fréquence du célibat définitif parmi les femmes les plus diplômées a disparu (Bouchet-Valat, 2015a). Cette nouvelle situation contraste fortement avec celle qui prévalait parmi les générations nées avant-guerre en France, pour lesquelles le niveau de diplôme présentait des effets opposés selon le sexe, augmentant les chances de vivre en couple chez les hommes et les diminuant chez les femmes (Desplanques, 1987 ; Courgeau, 1987, p. 65 ; Robert-Bobée et Mazuy, 2005, p. 185 ; Winkler-Dworak et Toulemon, 2007, p. 294). Une évolution similaire s'est produite en ce qui concerne le célibat à un instant donné, puisqu'on n'observait plus guère de différences de taux de célibat entre femmes selon leur diplôme à la fin des années 2000, à l'exception des non diplômées, qui étaient plus fréquemment célibataires (Daguet et Niel, 2010 ; Albouy et Breuil-Genier, 2012). La distribution du célibat parmi les femmes a donc convergé vers celle des hommes.

Le même mouvement a été relevé dans d'autres pays (Van Bavel, Schwartz et Esteve, 2018). Dans une étude portant sur 25 pays européens dans les années 2000, Kalmijn (2013) a relevé que le niveau d'éducation avait un effet positif sur la probabilité de vivre en couple des femmes de 40 à 49 ans dans les pays les plus égalitaires en termes de genre, mais un effet négatif dans les pays les plus inégalitaires (la France se situant dans la moyenne). Chez les hommes, aucun effet n'est présent dans les pays inégalitaires, mais un effet positif apparaît chez les pays égalitaires. Parmi 23 pays développés, Bertrand *et al.* (2016) ont observé que les femmes diplômées du supérieur de 35 à 44 ans étaient désormais aussi souvent mariées que les autres en 2010 en France et en Norvège, et même plus souvent que les autres dans les pays anglo-saxons, alors que c'était le contraire en 1995 (voir aussi Goldstein et Kenney, 2001 ; Rose, 2004 ; Fry, 2010 ; Heard, 2011 ; Torr, 2011). En Suède et en Finlande, les plus diplômées vivaient déjà plus fréquemment en couple en 1995 (voir aussi Jalovaara, 2012), l'inversion s'étant produite bien plus tôt dans ces deux pays (Sandström, 2017). En revanche, les diplômées du supérieur vivent toujours moins fréquemment en couple que les autres en 2010 dans le reste de l'Europe de l'Ouest et du Sud, ainsi qu'en Asie (voir aussi Domínguez-Folgueras et Castro-Martín, 2008 ; Dykstra et Poortman, 2009). Les opinions favorables au travail des femmes apparaissent corrélées au niveau national avec un taux de vie en couple élevé des plus diplômées par rapport aux moins diplômées. Du côté des hommes, on peut noter que si un diplôme du supérieur augmente généralement les chances de vivre en couple, ce n'est pas le cas dans plusieurs pays d'Europe du Sud et de l'Ouest. Enfin, De Hauw *et al.* (2017) ont montré que parmi 28 pays européens dans les années 2000, le taux de vie en couple augmente pour les femmes les plus diplômées et diminue pour les moins diplômées lorsque la proportion de femmes parmi les diplômés du supérieur croît. En revanche, cette proportion est négativement associée au taux de vie en couple des hommes, quel que soit leur niveau d'éducation.

Seule une poignée de travaux se sont penchés sur la question de l'hypergamie en termes de profession. Pour le cas de la France, Guichard-Claudic, Testenoire et Trancart (2009) ont relevé à partir de l'enquête Familles et employeurs (Ined, 2004-2005) que l'homme appartient à une catégorie socioprofessionnelle (PCS en six catégories) supérieure à celle de sa conjointe dans 19 % des couples, contre 12 % pour le cas inverse. Concernant les évolutions temporelles de l'hyper-

gamie socioprofessionnelle, une étude plus ancienne de Vallet (1986), fondée sur les recensements de la population de 1962, 1968, 1975 et 1982, concluait à un léger affaiblissement de l'hypergamie féminine à la fois en termes absolus, mais aussi au-delà de ce que l'évolution de la structure de la population exigeait (hypergamie relative). Nous n'avons pas connaissance de travaux étrangers mesurant les évolutions d'ensemble de l'hypergamie professionnelle.

Concernant le célibat, comme pour le diplôme, un statut professionnel élevé tendait à augmenter les chances de vie en couple chez les hommes, mais à les diminuer chez les femmes en France des années 1960 aux années 1980 (Roussel, 1971, 1975 ; Villac, 1984). En particulier, dans une société française restée assez tardivement très rurale, le célibat des hommes agriculteurs, dû à l'exode des filles issues de ce groupe, a longtemps été la conséquence de l'hypergamie féminine la plus importante en termes d'effectifs (Bourdieu, 1962 ; Jegouzo, 1972 ; Courgeau et Lelièvre, 1986). Cependant, au cours des dernières décennies, les différences selon la profession se sont atténuées pour les femmes, au point que les cadres vivaient aussi souvent en couple que les autres salariées en 2009 (Albouy et Breuil-Genier, 2012), voire un peu plus souvent parmi les trentenaires (Buisson et Daguet, 2012). Le célibat continuait en revanche de s'élever avec le statut social des salariés chez les hommes.

En dehors du cas français, on ne dispose pas d'études portant sur les professions, mais de plusieurs concernant les revenus. Aux États-Unis, Sweeney (2002) a montré qu'une relation positive entre niveau de revenu et mariage était apparue chez les femmes à partir des cohortes nées dans les années 1960, se rapprochant ainsi de la situation valable pour les hommes. Une évolution similaire s'est produite dix ans plus tard au Japon (Fukuda, 2013). Sans que l'on puisse savoir si une inversion a eu lieu, le lien entre revenu et vie en couple est aussi positif en Suède pour les deux sexes (Jalovaara, 2012).

Finalement, l'hypergamie d'origine sociale ne semble pas avoir fait l'objet d'études quantitatives en France sur la période récente. Une étude portant sur la Suède (Chudnovskaya et Kashyap, 2017) a récemment souligné l'absence d'une tendance à l'hypergamie d'origine sociale parmi les cohortes nées entre 1950 et 1982.

## 2. Données et méthode

### 2.1. Source et champ

Les analyses se fondent sur une série de 47 enquêtes Emploi annuelles menées par l'Insee de 1969 à 2016. L'ensemble des couples hétérosexuels cohabitants (mariés ou non) sont retenus. Le célibat est défini négativement comme l'absence d'un conjoint au sein du ménage<sup>3</sup>. Les unions non cohabitantes ne sont pas prises en compte, ce qui pourrait augmenter légèrement le taux de célibat apparent des femmes cadres, qui sont plus fréquemment dans une situation « ni seul ni en couple » (6 %, contre 3 % parmi les 18-79 ans des deux sexes en 2011, voir Régnier-Loilier, 2018, p. 179). Cependant, la prévalence des unions non cohabitantes semble être restée stable au cours du temps (Régnier-Loilier, Beaujouan et Villeneuve-Gokalp, 2009).

Afin de limiter l'effet des variations au cours du temps de l'âge de première mise en couple d'un côté, et de départ à la retraite de l'autre, l'échantillon est restreint aux couples dans lesquels l'un des conjoints a entre 30 et 59 ans. Les estimations de la proportion de personnes en couple obtenues sur cet échantillon sont proches de celles calculées à partir du recensement de la population (Daguet et Niel, 2010) : elle passe de 83 % chez les hommes et 81 % chez les femmes dans les années 1970 à 72 % chez les deux sexes en 2016.

L'échantillon final est composé de 1 160 000 individus et de 510 000 couples. La proportion de valeurs manquantes est inférieure à 6 %. Dans le cas de la classe sociale, les couples dans lesquels l'un des conjoints n'a jamais travaillé sont exclus (soit 10 % des couples).

### 2.2. Variables

Trois dimensions de la stratification sociale sont étudiées : le diplôme, la classe sociale et la classe sociale d'origine. Le diplôme est mesuré en 7 catégories : Aucun diplôme ; CEP ; CAP/BEP/BEPC ; Baccalauréat général, technologique ou professionnel ; 1<sup>er</sup> cycle ; 2<sup>e</sup>/3<sup>e</sup> cycles ; Grande école.

---

3. Plus précisément, certaines séries d'enquête ne permettant de repérer que le couple formé par la personne de référence du ménage et sa conjointe, seuls ces couples sont considérés ici. Cette restriction augmente le taux de célibat d'environ 1,5 point de pourcentage en début de période (du fait de l'existence de ménages comprenant plusieurs couples), surtout parmi les agriculteurs (+5 points), et ne fait aucune différence dans les années récentes.

La classe sociale est mesurée dans la classification internationale Erikson-Goldthorpe-Portocarero (EGP) en 11 catégories : Cadres et professions libérales et intellectuelles de niveau supérieur (I), Cadres et professions libérales et intellectuelles de niveau inférieur (II), Employés de niveau supérieur (administrations et affaires, IIIa), Employés de niveau inférieur (commerces et services, IIIb), Indépendants avec salariés (IVa), Indépendants sans salariés (IVb), Agriculteurs exploitants (IVc), Techniciens de niveau inférieur et contremaîtres (V), Ouvriers qualifiés (VI), Ouvriers non qualifiés (VIIa), Ouvriers agricoles (VIIb). Cette variable est construite à partir de la PCS à deux chiffres, du statut (salarier ou indépendants), du nombre de salariés, de la qualification et parfois de la profession détaillée ou du secteur d'activité. Les chômeurs et les inactifs sont placés dans la classe correspondant à la dernière profession qu'ils ont occupée : nous ne cherchons pas à mesurer ici l'activité effective au moment de l'enquête, mais une position professionnelle reflétant le statut social des individus et leurs conditions potentielles d'entrée sur le marché du travail. L'étude de l'activité effective, tenant compte du temps de travail des conjoints, peut être réalisée en s'intéressant aux revenus du travail (Bouchet-Valat, 2017).

La classe sociale d'origine est mesurée dans la même classification à partir de la profession du père (ou, à défaut, de la mère ou du tuteur) au moment où le répondant ou la répondante a cessé de fréquenter régulièrement l'école ou l'université. Cependant, les indépendants avec et sans salariés (IVa et IVb) ont été regroupés puisque les données ne permettent pas de réaliser cette distinction.

### **2.3. La définition de l'hypergamie : hiérarchiser les classes sociales**

L'identification de configurations de couple à hypergamie ou à hypogamie féminine exige de se doter d'un ordre hiérarchique des caractéristiques des conjoints. La définition de l'hypergamie de diplôme est immédiate, étant donné que le diplôme est une variable ordonnée. Celle de l'hypergamie de classe sociale et de classe sociale d'origine est plus délicate à établir, puisque la classification EGP, qui comprend des catégories d'indépendants, n'est pas intégralement construite suivant une échelle de statut. Nous définissons donc une classification des configurations de couple selon qu'elles apparaissent comme homogames (conjoints de même niveau), à hypergamie féminine (la femme a la position la moins élevée), à hypogamie féminine (la femme a la position la plus élevée), ou non ordonnées. Tous les cas

dans lesquels la hiérarchie entre classes des conjoints n'est pas absolument claire ont été classés dans ce dernier groupe.

Nous nous sommes inspirés pour l'établissement de ce classement de l'« ordre de dominance » utilisé par Erikson et Goldthorpe (1992, p. 266) afin d'identifier la classe sociale d'un ménage à partir de celle des deux conjoints, ainsi que de la matrice de mobilité socioprofessionnelle construite par Peugny (2008) pour mesurer la mobilité sociale intergénérationnelle descendante. Nous avons cependant dû apporter quelques ajustements. En effet, l'approche des deux premiers auteurs ne vise pas à retenir la classe sociale la plus élevée des deux, mais celle qui définit le plus profondément la position sociale du ménage. Pour cela, les classes d'indépendants sont toujours considérées comme dominantes par rapport à celles d'employés qualifiés ou de techniciens et contremaîtres, ce qui ne paraît pas le plus approprié dans notre cas.

La solution retenue par le second auteur est quant à elle fondamentalement intergénérationnelle, et elle vise à tenir compte de l'évolution du statut social des professions au cours du temps. Pour cela, la matrice n'est pas parfaitement symétrique : un enfant d'employé ou ouvrier qualifié devenu artisan ou commerçant est ainsi considéré comme immobile alors que la trajectoire inverse est considérée comme descendante. Même si les hommes et les femmes n'occupent généralement

Tableau 1. Matrice d'hypergamie de classe sociale

Hommes	Femmes							
	I	II	V	IIIa & VI	IIIb & VIIab	IVa	IVb	IVc
I : Cadres de niveau sup.	H=F							
II : Cadres de niveau inf.	F>H	H=F						
V : Techniciens	F>H	F>H	H=F					
IIIa & VI : Employés et ouvriers qualifiés	F>H	F>H	F>H	H=F				
IIIb & VIIab : Employés et ouvriers non qualifiés	F>H	F>H	F>H	F>H	H=F			
IVa : Indép. avec salariés	–	F<H	F<H	F<H	F<H	H=F		
IVb : Indép. sans salariés	F>H	–	–	–	F<H	F>H	H=F	
IVc : Agriculteurs	F>H	–	–	–	F<H	F>H	–	H=F

« H=F » indique que les classes sociales des deux conjoints sont considérées comme approximativement de même statut. « F<H » indique que le statut social de la femme est inférieur à celui de son conjoint (hypergamie féminine), alors que F>H indique la situation inverse (hypogamie féminine). « – » indique l'absence de classement. La partie supérieure du tableau et l'inverse de sa partie inférieure.



pas les mêmes postes au sein d'une même classe sociale, il ne nous semble pas justifié de retenir ici ce type de distinction. La matrice que nous retenons est donc parfaitement symétrique, et nous faisons l'hypothèse que la ségrégation genrée entre professions au sein d'une classe sociale ne remet pas en cause leur hiérarchie.

La partie supérieure de la table est l'inverse de sa partie inférieure.

La matrice retenue (tableau 1) suit quelques principes simples. Le classement des catégories salariées ne pose pas de difficulté particulière. Du fait de la très forte ségrégation genrée au sein des classes populaires, nous considérons ouvriers et employés qualifiés d'un côté, ouvriers et employés non qualifiés de l'autre, comme étant de même statut. Ce regroupement, aussi retenu par Peugny (2008), apparaît pleinement justifié par les travaux portant sur les professions non qualifiées (Burnod et Chenu, 2001 ; Amossé et Chardon, 2006).

Le classement des configurations comprenant un indépendant est plus délicat. Les indépendants avec salariés ont été considérés comme de statut supérieur à toutes les autres catégories, à l'exception des cadres et professions intellectuelles supérieures, avec lesquels ils forment une paire non ordonnée : en effet, une partie importante de ce groupe est constituée de chefs d'entreprises de taille relativement modeste. De leur côté, les indépendants sans salariés et les agriculteurs ont été traités de manière identique : étant donné la grande hétérogénéité de ces groupes, nous avons renoncé à les considérer comme hiérarchiquement ordonnés par rapport aux cadres et professions intellectuelles de rang inférieur, aux techniciens et contremaîtres ainsi qu'aux ouvriers et employés qualifiés. Ces deux dernières classes ne sont pas non plus ordonnées entre elles ; en revanche, elles sont considérées comme de rang inférieur aux cadres et professions intellectuelles supérieures et aux indépendants avec salariés, ainsi que de rang supérieur aux ouvriers et employés non qualifiés.

Cette hiérarchie est appliquée de manière identique aux classes d'origine des conjoints, la classe des indépendants avec ou sans salariés étant considérée comme celle des indépendants sans salariés, et le croisement avec les cadres et professions intellectuelles supérieures comme non ordonné.

### 3. L'évolution de l'hypergamie : entre affaiblissement et inversion

Nous commençons par mesurer l'évolution de la prévalence de l'hypergamie parmi les couples cohabitants depuis 1969. Nous mettons en évidence une inversion de l'hypergamie féminine de diplôme, un affaiblissement de l'hypergamie de classe sociale, mais une absence d'hypergamie selon la classe sociale d'origine.

#### 3.1. L'inversion de l'hypergamie de diplôme

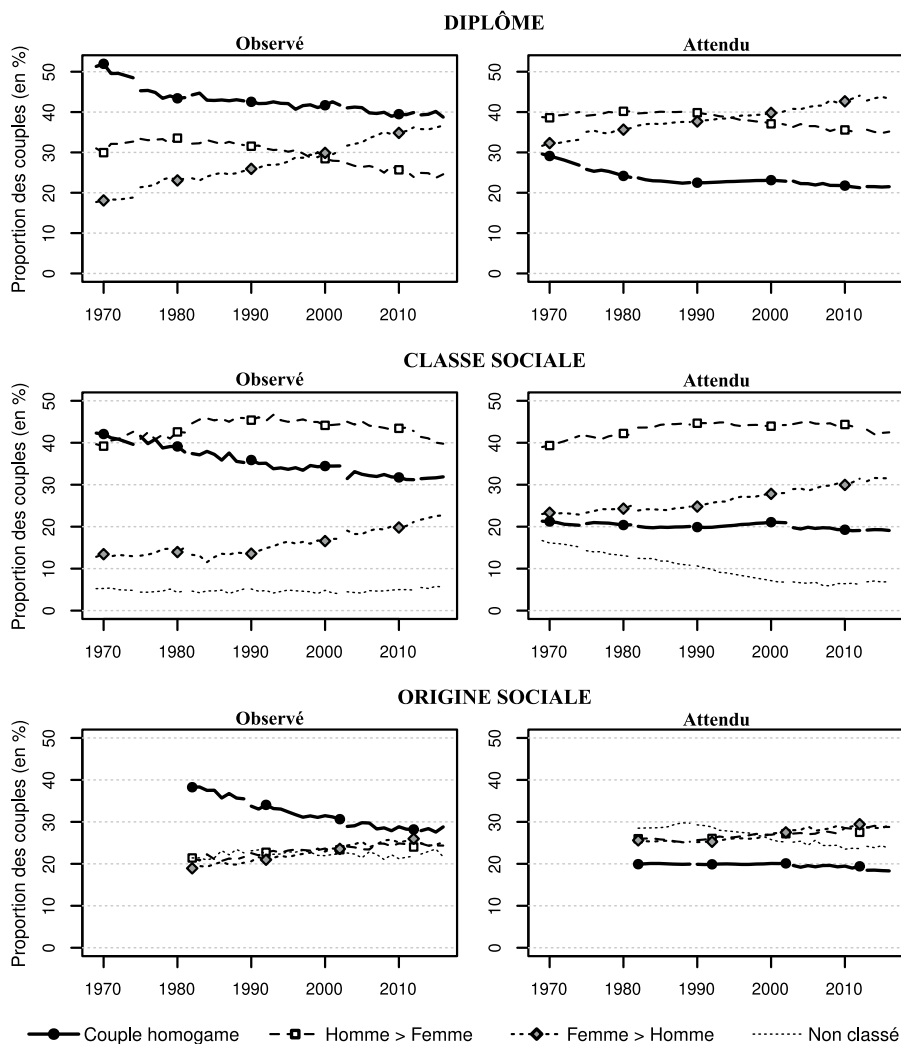
Les évolutions de l'hypergamie de diplôme (graphique 1) confirment les résultats des études précédentes (Esteve, García-Román et Permanyer, 2012 ; Bouchet-Valat, 2014, 2015a). La proportion des couples dans lesquels la femme est plus diplômée que son conjoint a doublé depuis 1969, passant de 18 % à 37 %. À l'inverse, la proportion de couples dans lesquels l'homme est le plus diplômé a légèrement augmenté puis a stagné entre 1969 et le début des années 1980, avant de diminuer lentement, passant de 35 % en 1980 à 25 % en 2016. Ainsi, l'hypergamie féminine de diplôme est devenue moins fréquente que la situation inverse autour de l'an 2000. On peut par ailleurs relever que la proportion de couples de même diplôme a quelque peu diminué, reflétant une tendance à l'affaiblissement de l'homogamie (Bouchet-Valat, 2014).

Ces évolutions s'expliquent en grande partie par l'augmentation du niveau de diplôme des femmes par rapport aux hommes. En effet, les proportions attendues sous l'hypothèse d'une mise en couple au hasard des individus (célibataires inclus) ont suivi les mêmes grandes tendances que celles réellement observées. Sur toute la période, les couples homogames sont plus fréquents que ce que l'on attendrait en cas de mise en couple aléatoire, alors que les couples à hypogamie et à hypergamie féminines sont au contraire moins fréquents qu'attendu. On peut cependant relever que la proportion de couples dans lesquels la femme est la plus diplômée a augmenté plus rapidement qu'attendu, signalant une évolution au-delà des contraintes structurelles que nous confirmerons plus bas.

#### 3.2. Le développement de l'hypogamie féminine de classe sociale

La matrice d'hypergamie définie plus haut nous permet de réaliser la même analyse concernant la classe sociale des conjoints (graphique 1). La proportion de couples dans lesquels la femme a un statut

**Graphique 1. Évolution des taux d'homogamie, d'hypergamie et d'hypogamie observés et attendus en situation d'appariement aléatoire**



*Champ* : couples cohabitants dans lesquels l'un des deux conjoints est âgé de 30 à 59 ans pour les proportions observées ; individus âgés de 30 à 59 ans pour les proportions attendues (et ayant déjà travaillé dans le cas de la classe sociale).

*Source* : enquêtes Emploi 1969-2016 (Insee).

professionnel supérieur à celui de son conjoint est restée stable autour de 13 % entre 1969 et le milieu des années 1980. Elle a ensuite progressé de manière régulière, jusqu'à atteindre 23 % en 2016. Ce mouvement provient principalement du développement des couples dans lesquels la femme appartient aux cadres et professions intellectuelles au sens large (I et II, la seconde catégorie recoupant en partie les professions intermédiaires dans la nomenclature des PCS), dont la proportion double entre 1985 et 2016, passant de 18 % à 37 % de l'ensemble des couples. On relève par ailleurs une certaine stabilité de la proportion de couples dans lesquels l'homme appartient à une classe sociale supérieure à celle de sa conjointe, qui croît quelque peu jusqu'en 1990 jusqu'à atteindre 45 %<sup>4</sup>, avant de redescendre à 40 % en 2016. Finalement, on peut noter comme pour le diplôme une diminution du taux d'homogamie (Bouchet-Valat, 2014). Dans l'ensemble, si les tendances se révèlent très proches de celles déjà commentées concernant le diplôme, il importe de souligner que les couples à hypergamie féminine demeurent nettement majoritaires en termes de classe sociale<sup>5</sup>.

Ces évolutions correspondent globalement à celles qui seraient attendues en situation de mise en couple aléatoire, mais elles vont légèrement au-delà. Tout d'abord, les couples homogames sont nettement sur-représentés. La proportion de couples dans lesquels la femme appartient à une classe sociale plus élevée que son conjoint est restée sur toute la période sensiblement inférieure à celle qui serait attendue en situation de mise en couple au hasard, mais, cette configuration de couple s'est développée un peu plus rapidement qu'attendu. Au contraire, les couples dans la situation inverse ont longtemps été un peu plus fréquents qu'attendu, mais ils sont depuis quelques années moins fréquents que si les couples se formaient au hasard. On voit donc que, comme celle de diplôme, l'hypergamie féminine de classe sociale s'est affaiblie au-delà des contraintes structurelles.

### 3.3. L'absence d'hypergamie selon la classe sociale d'origine

La classe sociale d'origine offre une entrée pour l'étude de l'hypergamie assez différente des deux dimensions précédentes. Les origines

---

4. L'écart avec 1969 tient en grande partie à la rupture de série intervenue en 1982.

5. Une analyse portant sur les seuls couples bi-actifs donne des résultats très proches, avec pour seule différence une plus grande proportion de couples homogames et une moindre représentation des couples à hypergamie féminine, aboutissant à une légère plus grande égalité entre conjoints.

des hommes et des femmes étant par définition égales à l'échelle de l'ensemble de la population, l'hypergamie et l'hypogamie féminines seraient également fréquentes en situation de mise en couple au hasard. Toute différence entre hypergamie et hypogamie féminines dans les données observées serait donc le reflet des mécanismes genrés de choix du conjoint, et plus particulièrement du célibat différencié entre hommes et femmes selon leur origine sociale.

Mais aucun phénomène de ce type n'apparaît (graphique 1). Les couples dans lesquels la femme est d'une origine supérieure à celle de son conjoint sont pour toutes les années aussi fréquents que ceux dans lesquels l'inverse est vrai, aussi bien en termes de proportions attendues en situation de choix aléatoire du conjoint que de proportions observées. Ainsi, lorsque les contraintes structurelles ne l'imposent pas, les couples ne se forment pas suivant un modèle dans lequel l'homme doit avoir un statut supérieur à celui de sa conjointe. Les différences de taux de célibat selon l'origine sociale, dont nous confirmerons ci-dessous la réalité, ne sont pas assez marquées pour avoir un effet notable sur la composition des couples. Ce résultat négatif est cohérent avec les observations réalisées ci-dessus à propos du diplôme et de la classe sociale, qui indiquaient que l'hypergamie féminine s'explique essentiellement par l'influence de la structure de la population : l'appariement des conjoints ne joue qu'un rôle très limité, et la norme d'hypergamie ne s'exprime que de manière ténue.

#### **4. La distribution du célibat des femmes a convergé vers celle des hommes**

Si le cadre d'interprétation décrit dans la première section est correct, les évolutions majeures de l'hypergamie féminine que nous venons de mettre en évidence concernant le diplôme et la classe sociale ont dû s'accompagner d'une transformation profonde de la distribution sociale du célibat chez les deux sexes. On l'a vu, dans le modèle classique de l'hypergamie, les hommes aux positions sociales les moins élevées et les femmes aux positions sociales les plus élevées sont les groupes les plus frappés par le célibat, du fait de leur situation défavorable sur le marché conjugal. Nous montrons dans cette section que ce modèle a été largement remis en cause par une convergence de la distribution sociale du célibat parmi les femmes vers celle qui prévalait parmi les hommes.

La série d'enquêtes 1969-1974 fournissant des estimations de la proportion de personnes en couple étant incohérentes avec les séries suivantes, nous retenons dans ce qui suit l'année 1975 comme point de départ.

#### **4.1. Une convergence des taux de célibat par diplôme des femmes vers ceux des hommes**

Comme on s'y attendait, les taux de célibat par diplôme se sont très nettement rapprochés entre hommes et femmes entre 1975 et 2016, au point de devenir presque identiques. Alors que l'hypergamie féminine de diplôme s'est inversée, on observe ici une égalisation entre hommes et femmes.

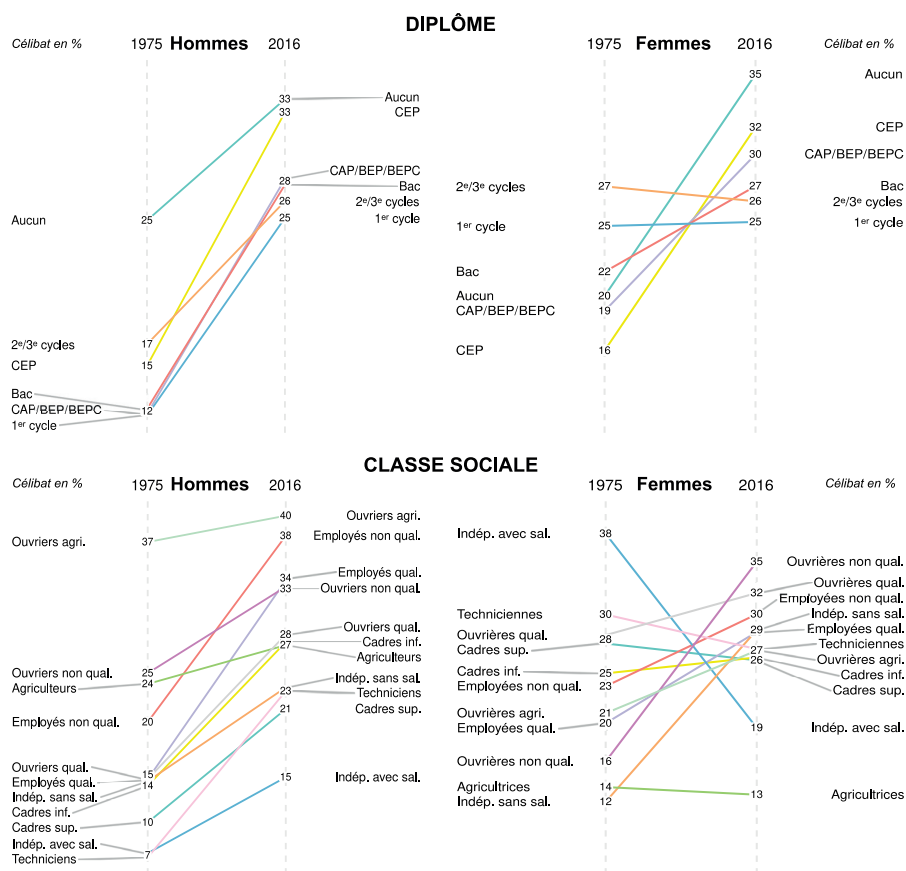
La répartition du célibat par diplôme en 1975 (graphique 2) correspondait bien au schéma classique déjà décrit. Chez les femmes, le célibat progressait de manière plutôt régulière avec le diplôme, passant de 16 % pour les titulaires du certificat d'études à 27 % pour les diplômées des 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> cycles du supérieur, avec comme exception les non diplômées, qui présentaient un taux de célibat équivalent à celui des diplômées du CAP, du BEP ou du BEPC (20 %). Chez les hommes, en revanche, seuls les moins diplômés se distinguaient véritablement des autres par un célibat plus fréquent (25 %, contre de 12 % à 17 % pour les autres groupes).

Si ce tableau est resté valable jusqu'aux années 1990<sup>6</sup>, le célibat s'est fortement développé depuis parmi les femmes les moins diplômées, tout en restant stable chez les plus diplômées, au point que le taux de célibat des femmes décroît désormais avec leur niveau d'éducation. L'échelle du taux de célibat selon le diplôme s'est donc totalement inversée chez les femmes. Chez les hommes, le célibat s'est développé dans tous les groupes, quoiqu'un peu moins nettement chez les non diplômés. Au total, en 2016, les taux de célibat par diplôme sont presque exactement identiques entre les deux sexes.

---

6. Cette situation est très récente : au milieu des années 2000, on n'observait pas de différences de taux de célibat systématiques entre femmes suivant le niveau de diplôme (Daguet et Niel, 2010 ; Prioux, Mazuy et Barbieri, 2011 ; Albouy et Breuil-Genier, 2012).

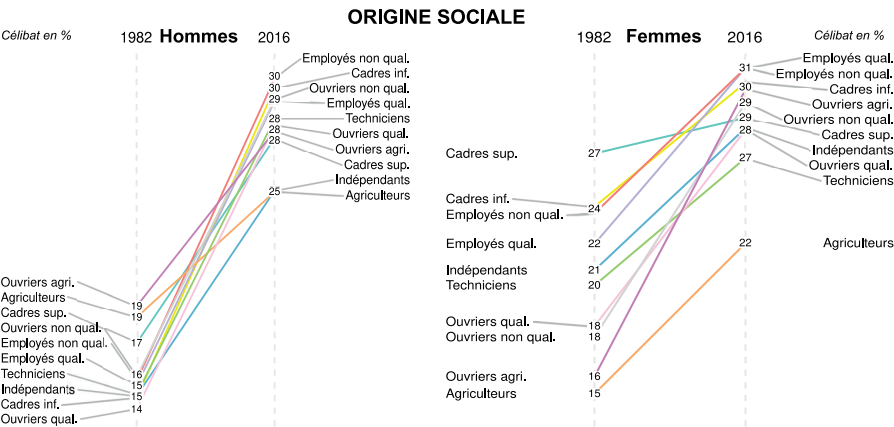
**Graphique 2. Proportion d'hommes et de femmes célibataires selon le diplôme, la classe et l'origine sociales en 1975 et en 2016 (en %)**



**Champ :** individus âgés de 30 à 59 ans (et ayant déjà travaillé dans le cas de la classe sociale). Sont considérés comme célibataires les individus ne vivant pas en couple cohabitant à la date de l'enquête. Les proportions sont estimées à l'aide d'une régression locale de degré 1 (LOESS).

**Source :** enquêtes Emploi 1975-2016 (Insee).

Graphique 2bis. Proportion d'hommes et de femmes célibataires selon le diplôme, la classe et l'origine sociales en 1982 et en 2016 (en %)



Champ : individus âgés de 30 à 59 ans. Sont considérés comme célibataires les individus ne vivant pas en couple cohabitant à la date de l'enquête. Les proportions sont estimées à l'aide d'une régression locale de degré 1 (LOESS).  
Source : enquêtes Emploi 1982-2016 (Insee).

4.2. Une atténuation des différences genrées de célibat selon la classe sociale

Les évolutions sont presque aussi profondes du point de vue de la classe sociale. Chez les hommes, les mêmes traits se retrouvent au début et à la fin de la période, le développement du célibat ayant affecté de manière similaire la plupart des groupes. On observe ainsi une diminution du célibat à mesure que l'on progresse dans l'échelle de statut parmi les salariés, avec un taux de 37 % en 1975 et de 40 % en 2016 parmi les ouvriers agricoles, mais de seulement 10 % en 1975 et 21 % en 2016 parmi les cadres et professions intellectuelles supérieures<sup>7</sup>. Les agriculteurs se distinguaient par un taux de célibat élevé en 1975 (24 % ; voir aussi Bourdieu, 1962 ; Jegouzo, 1972, 1991 ; Courgeau et Lelièvre, 1986), mais qui, stable sur toute la période, apparaît désormais moyen en 2016 (à 27 %) du fait du développement du célibat dans les autres groupes.

7. Les techniciens et contremaîtres se distinguaient cependant en 1975 par un taux de célibat aussi faible que les indépendants employant des salariés (7 %).



Les différences entre groupes salariés sont moins marquées chez les femmes, mais les évolutions temporelles sont plus importantes. En 1975, l'échelle du célibat était approximativement l'inverse de celle relevée chez les hommes, quoique bien moins marquée : le célibat devenait plus fréquent à mesure que l'on s'élevait dans la hiérarchie, passant de 16 % pour les ouvrières non qualifiées à 28 % pour les cadres et professions intellectuelles supérieures, et même 38 % pour les indépendantes avec salariés<sup>8</sup>. Le célibat des agricultrices était faible (14 %) du fait en particulier de la faible proportion de femmes gérant seules une exploitation, liée elle-même à l'exode rural des filles d'agriculteurs.

De manière analogue à l'évolution relevée pour le diplôme, le célibat féminin s'est surtout développé parmi les classes salariées les moins qualifiées, qui vivaient le plus souvent en couple en 1975. Une égalisation entre classes sociales a donc pris place dans un premier temps (Buisson et Daguet, 2012), qui s'est dans la dernière décennie transformée en inversion de l'échelle. Désormais, comme chez les hommes, les femmes cadres et professions intellectuelles supérieures vivent plus souvent en couple que les ouvrières qualifiées et non qualifiées, avec 26 % de célibataires, contre respectivement 32 % et 35 %.

#### **4.3. Une atténuation des différences selon la classe sociale d'origine chez les femmes**

Les variations du taux de célibat selon la classe d'origine sont moins importantes que selon le diplôme et la classe sociale, en particulier chez les hommes. Chez ces derniers, seuls les individus issus du monde agricole (agriculteurs et ouvriers agricoles), et ceux issus des classes supérieures se distinguaient en 1982 par un taux de célibat plus élevé que les autres groupes (respectivement 19 % et 17 %, contre 15 % pour les autres).

Les écarts étaient plus marqués chez les femmes. Ils faisaient écho en 1982 à ceux déjà observés selon la classe sociale : le célibat augmentait avec le statut social, passant de 15 % et 16 % chez les filles d'agriculteurs et d'ouvriers agricoles à 27 % chez les filles de cadres et professions intellectuelles supérieures.

---

8. On peut noter l'exception des techniciennes et contremaîtres, et des ouvrières qualifiées, deux groupes de faibles effectifs chez les femmes et qui présentaient des taux de célibat élevés en 1975.

Dans les dernières décennies, les taux de célibat selon l'origine sociale se sont rapprochés entre les deux sexes. Désormais, les enfants d'agriculteurs se distinguent par un célibat moins fréquent que la moyenne (à 25 % pour les hommes et 22 % pour les femmes), de même que les enfants d'indépendants chez les hommes (à 25 %), alors que les autres groupes présentent des taux proches (de 27 % à 31 %). L'augmentation du taux de célibat avec l'élévation du statut social du père que l'on observait chez les femmes a donc complètement disparu.

Le fait que les écarts de taux de célibat liés à l'origine sociale étaient plus forts en 1982 chez les femmes que chez les hommes, alors que c'était l'inverse pour la classe sociale, semble indiquer que la mise en couple était plus affaire de normes sociales liées au milieu d'origine et moins de situation professionnelle chez les premières que chez les seconds. Selon cette interprétation, l'atténuation des écarts de taux de célibat entre femmes selon l'origine sociale et l'augmentation de ceux selon la classe sociale pourrait être ici encore l'indice d'une convergence des normes de mise en couple des deux sexes.

Dans l'ensemble, l'hypothèse d'un lien entre évolution de l'hypergamie féminine et des taux de célibat est très clairement confirmée. À l'inversion de l'hypergamie de diplôme correspond une inversion de l'échelle des taux de célibat par diplôme chez les femmes, qui est désormais identique à celle valable de longue date chez les hommes. À la disparition de l'hypergamie de classe sociale fait écho un mouvement de convergence similaire, mais de moindre ampleur que pour le diplôme. Enfin, l'absence d'hypergamie de classe sociale d'origine se traduit par un effet peu marqué de l'origine sociale sur le célibat chez les hommes, et une certaine augmentation du célibat avec le statut social du père chez les femmes qui a disparu depuis 1982. À chaque fois, le célibat suit les mêmes tendances temporelles que l'hypergamie, quoique de manière moins affirmée.

À la différence de l'hypergamie, pour laquelle un sexe constitue par définition l'image inversée de l'autre, le célibat nous permet d'observer lequel des deux sexes a connu les évolutions les plus significatives. On assiste de ce point de vue à la convergence de la distribution du célibat des femmes par diplôme et par classe sociale (et moins nettement par classe sociale d'origine) vers celle des hommes. En effet, l'échelle sociale du célibat est restée assez stable chez ces derniers, à l'exception de groupes bien particuliers comme les agriculteurs. L'augmentation du niveau d'éducation des femmes et de leur activité professionnelle a

donc eu pour conséquence de rapprocher les facteurs de la vie en couple des femmes de ceux des hommes.

## 5. Une synthèse de l'hypergamie et du célibat : le modèle d'association anti-symétrique

L'étude séparée des évolutions de l'hypergamie et du célibat a confirmé la relation qu'entretiennent ces deux phénomènes, visible aux tendances parallèles qu'ils suivent. Pour conclure cette analyse, nous chercherons dans cette section à synthétiser ces deux faces d'une même pièce – la détermination genrée du choix ou du non-choix du conjoint – dans une représentation commune. Pour cela, nous construisons des tables d'homogamie combinant les caractéristiques des conjoints pour les personnes en couple avec le célibat pour celles qui ne le sont pas. L'absence de conjoint est considérée comme un type de conjoint supplémentaire, ce qui permet de tenir compte de la distribution sociale du célibat.

Alors que nous avons mesuré plus haut l'hypergamie en la définissant à partir d'un classement établi *a priori*, il s'agira ici de décrire les asymétries entre hommes et femmes telles qu'elles apparaissent dans l'association mesurée à partir des tables d'homogamie, sans préjuger de l'existence d'une hiérarchie. Cette représentation libre sera confrontée aux résultats déjà obtenus, fournissant une épreuve supplémentaire du cadre théorique élaboré ci-dessus. En outre, allant au-delà des résultats présentés plus haut, nous mesurons l'hypergamie relative, c'est-à-dire les asymétries entre hommes et femmes une fois contrôlée la structure de la population de chaque sexe chaque année d'enquête.

Un modèle peu utilisé est parfaitement adapté à cette étude (Bouchet-Valat, 2015b) : le modèle d'association lignes-colonnes anti-symétrique, proposé par van der Heijden et Mooijart (1995), permet de résumer les différences genrées dans l'appariement des couples et le célibat de la meilleure manière possible sur une paire de dimensions, sur lesquelles chaque catégorie se voit attribuer un score (encadré 2). Ce modèle de type log-multiplicatif cherche ainsi à décrire la composante de l'association dans la table d'homogamie (augmentée du célibat) qui ne s'explique ni par la répartition des femmes et des hommes entre les différentes catégories, ni par la plus grande proximité ou distance sociale entre groupes. Seules sont considérées les asymétries entre hommes et femmes, c'est-à-dire le fait qu'une configuration de couple (par exemple, un cadre en couple avec une

employée) est sur- ou sous-représentée par rapport à son symétrique (une cadre en couple avec un employé), une fois tenu compte de la distribution des hommes et des femmes dans les différentes catégories.

Contrairement aux plans factoriels calculés par l'analyse en composantes principales ou l'analyse des correspondances, les plans représentant les positions des catégories sur une paire de dimensions ne se lisent pas par les oppositions sur chaque axe (coordonnées cartésiennes), mais de manière orientée (coordonnées polaires), en tournant dans le sens des aiguilles d'une montre (ou dans le sens inverse). C'est le sens de l'angle formé par un point, l'origine des axes, et un autre point, qui indique si les configurations dans lesquelles l'homme appartient à la première catégorie et la femme à la seconde sont sur- ou sous-représentées (en termes d'*odds ratios*) par rapport à leur symétrique. En prenant pour référence une catégorie donnée, les catégories d'appartenance des conjoints se trouvent divisées en deux groupes : dans le sens horaire, et jusqu'à 180°, se trouvent les groupes plus fréquemment associés aux hommes de la catégorie ; dans le sens inverse, ceux plus fréquemment associés aux femmes de la catégorie. Enfin, un groupe présente son asymétrie maximale avec les groupes dont les points forment un angle droit avec le sien ; il présente au contraire une association symétrique et des appariements similaires avec les points qui forment un angle nul avec le sien ; et enfin une association symétrique, mais des appariements opposés, avec les points qui forment un angle de 180° avec le sien (ceux qui lui sont diamétralement opposés).

Ces critères sont résumés par une figure plus intuitive à manier : plus l'aire du triangle reliant deux points à l'origine est grande, plus deux points présentent une forte asymétrie hommes-femmes ; la comparaison du sens de l'angle avec celui indiqué par la flèche donne le sens de l'asymétrie. Ainsi, les points les plus éloignés de l'origine des axes correspondent aux catégories présentant les asymétries les plus fortes entre hommes et femmes, alors qu'un point situé sur l'origine ne présente aucune asymétrie. L'angle du segment reliant les points à l'origine n'a aucune signification en lui-même : il n'a de sens que relativement aux autres points. Le plan peut ainsi subir des rotations arbitraires sans modifier l'association décrite.

Les statistiques d'ajustement des modèles permettant de vérifier la significativité des asymétries genrées et de leur évolution temporelle sont présentées dans le tableau 2. Le modèle d'indépendance (M0, voir encadré 2), qui suppose l'absence d'association entre caractéristiques

des conjoints (ou le célibat) décrit assez mal les données. En revanche, les modèles postulant une association parfaitement symétrique une fois tenu compte de la structure de la population (quasi-symétrie, M1 et M2) ne classent de manière incorrecte qu'entre 3 % et 7 % des observations (indice de dissimilarité) selon que l'on considère le diplôme, la classe sociale ou l'origine sociale. Les modèles d'association anti-symétrique (M3 et M4) permettent cependant d'aller légèrement au-delà de cette description déjà précise. La comparaison des indicateurs AIC et BIC<sup>9</sup> entre les différents modèles emboîtés indique l'existence d'une association anti-symétrique statistiquement significative (M3), qui varie dans le temps (M4)<sup>10</sup>. Nous présentons ci-dessous les résultats du modèle le plus complet, comprenant une variation temporelle (M4), pour le diplôme, la classe sociale et l'origine sociale.

### Encadré 2. Équations des modèles log-linéaires et log-multiplicatifs

Tous les modèles prennent pour base le modèle d'indépendance (M0), qui contrôle la structure de la population pour chaque année, mais suppose qu'il n'existe aucune association entre les caractéristiques des conjoints (ou le célibat). En notant  $m_{hft}$  les effectifs prédits par le modèle pour la cellule à l'intersection de la ligne  $h$  (catégorie de l'homme), de la colonne  $f$  (catégorie de la femme) et de la couche  $t$  (année d'enquête), dans une table de dimensions  $H \times F \times T$ , ce modèle s'écrit :

$$\log m_{hft} = \lambda + \lambda_h^H + \lambda_f^F + \lambda_t^T + \lambda_{ht}^{HT} + \lambda_{ft}^{FT}$$

Le modèle de quasi-symétrie stable (M1) ajoute une association symétrique, qui revient à postuler que l'association entre les caractéristiques des conjoints est parfaitement symétrique et stable dans le temps une fois contrôlée la structure de la population. Il s'écrit :

$$\log m_{hft} = \lambda + \lambda_h^H + \lambda_f^F + \lambda_t^T + \lambda_{ht}^{HT} + \lambda_{ft}^{FT} + s_{hf}^{HF}$$

avec  $s_{hf}^{HF} = s_{fh}^{HF}$  les paramètres d'association symétriques.

Le modèle de quasi-symétrie à forme de régression (M2) étend le précédent en combinant une évolution temporelle à forme de régression (Goodman et Hout, 1998) à une association symétrique. Il suppose que

9. Le critère d'information d'Akaike (AIC) et le critère d'information bayésien (BIC) mesurent l'adéquation d'un modèle aux données en mettant en regard la qualité de la description avec la complexité en termes de nombre de paramètres. Une valeur inférieure (ou plus négative) indique qu'un modèle doit être préféré à un autre, la comparaison entre deux modèles emboîtés étant équivalente à un test de significativité.

10. L'indicateur BIC, plus parcimonieux que l'AIC, incite à considérer qu'aucune variation temporelle n'a pris place du point de vue de l'origine sociale.

cette dernière varie d'un état de départ à un état d'arrivée, un paramètre étant estimé entre 0 et 1 pour situer chaque année dans cette transition. Il s'écrit :

$$\log m_{hft} = \lambda + \lambda_h^H + \lambda_f^F + \lambda_t^T + \lambda_{ht}^{HT} + \lambda_{ft}^{FT} + s_{hf}^{HF0} + \psi_t s_{hf}^{HFT}$$

Avec  $s_{hf}^{HF0} = s_{fh}^{HF0}$  les paramètres d'association symétriques décrivant l'état de départ,  $s_{hf}^{HFT} = s_{fh}^{HFT}$  ceux décrivant la variation entre le départ et l'arrivée, et  $\psi_t$  les coefficients annuels indiquant la position dans la transition entre les deux.

Le modèle d'association lignes-colonnes anti-symétrique utilisé ici est une extension à des tables à trois dimensions du modèle proposé par van der Heijden et Mooijaart (1995 ; voir aussi Falguerolles et van der Heijden, 2002). Fondée sur une décomposition de Gower (Constantine et Gower, 1978, p. 301302 ; Greenacre, 2000), cette spécification de l'association vise à décrire la composante anti-symétrique de l'association, c'est-à-dire la part de l'association qui échappe aux coefficients symétriques inclus dans les modèles précédents. Nous ne retenons ici qu'une seule paire de dimensions anti-symétriques. Étendant le précédent, le modèle quasi-symétrique à forme de régression sans évolution temporelle (M3) s'écrit :

$$\log m_{hft} = \lambda + \lambda_h^H + \lambda_f^F + \lambda_t^T + \lambda_{ht}^{HT} + \lambda_{ft}^{FT} + s_{hf}^{HF0} + \psi_t s_{hf}^{HFT} + \phi(v_h \mu_f - \mu_h \nu_f)$$

Le modèle avec évolution temporelle (M3) s'écrit :

$$\log m_{hft} = \lambda + \lambda_h^H + \lambda_f^F + \lambda_t^T + \lambda_{ht}^{HT} + \lambda_{ft}^{FT} + s_{hf}^{HF0} + \psi_t s_{hf}^{HFT} + \phi_t(v_h \mu_f - \mu_h \nu_f)$$

Les paramètres  $\mu$  et  $\nu$  représentent respectivement les scores des catégories sur chaque dimension de la paire, et  $\phi$  l'intensité de l'association anti-symétrique sur les deux dimensions. Pour être identifiables, les scores sont centrés et réduits en retenant une pondération par la moyenne des marges de la table. Soit, en notant  $P_{hft}$  les effectifs observés dans la cellule à l'intersection de la ligne  $h$ , de la colonne  $f$  et de la couche  $t$  :

$$\sum_{k=1}^K \mu_k \frac{P_{+k} + P_{k+}}{2} = \sum_{k=1}^K \nu_k \frac{P_{+k} + P_{k+}}{2} = 0$$

$$\sum_{k=1}^K \mu_k^2 \frac{P_{+k} + P_{k+}}{2} = \sum_{k=1}^K \nu_k^2 \frac{P_{+k} + P_{k+}}{2} = 1 \text{ avec } K = I = J$$

Les modèles sont estimés dans l'environnement R, à l'aide des paquets gnm (Turner et Firth, 2015) et logmult (Bouchet-Valat, 2018).

Tableau 2. Indicateurs d'ajustement des modèles

	DL*	Déviance	$\Delta$ (%)	BIC	AIC
<b>Diplôme :</b>					
M0 : Indépendance	1 645	193 697	17,6	171 520	190 407
M1 : M0 + quasi-symétrie stable	1 625	13 295	4,6	-8 612	10 045
M2 : M1 + quasi-sym. à forme de régression	1 560	7 716	3,5	-13 314	4 596
M3 : M2 + association anti-symétrique stable	1 551	6 198	3,2	-14 711	3 096
M4 : M3 + association anti-symétrique variable	1 505	2 744	2,1	<b>-17 546</b>	<b>-266</b>
<b>Classe sociale :</b>					
M0 : Indépendance	5 640	270 909	20,9	195 345	259 629
M1 : M0 + quasi-symétrie stable	5 575	25 198	6,2	-49 496	14 048
M2 : M1 + quasi-sym. à forme de régression	5 465	19 353	5,2	-53 866	8 423
M3 : M2 + association anti-symétrique stable	5 446	11 595	4,0	-61 370	703
M4 : M3 + association anti-symétrique variable	5 400	10 348	3,8	<b>-62 001</b>	<b>-452</b>
<b>Classe sociale d'origine :</b>					
M0 : Indépendance	3 465	77 205	12,1	31 502	70 275
M1 : M0 + quasi-symétrie stable	3 411	6 420	3,9	-38 571	-402
M2 : M1 + quasi-sym. à forme de régression	3 324	4 904	3,3	-38 940	-1 744
M3 : M2 + association anti-symétrique stable	3 307	4 503	3,1	<b>-39 117</b>	-2 111
M4 : M3 + association anti-symétrique variable	3 273	4 383	3,1	-38 788	<b>-2 163</b>

DL : degrés de liberté.  $\Delta$  : indice de dissimilarité.

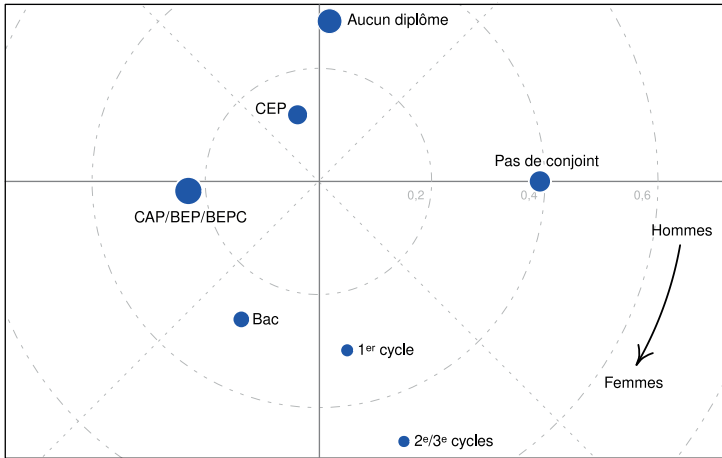
### 5.1. L'inversion des asymétries selon le diplôme

En ce qui concerne le diplôme, la paire de dimensions identifiée par le modèle (graphique 3) dessine un plan clairement divisé en deux parties. Sa moitié droite contient exclusivement la catégorie des célibataires (« Pas de conjoint ») ; sa moitié gauche déroule l'échelle des diplômes dans le sens inverse des aiguilles d'une montre. Ainsi, parmi les individus non diplômés, les hommes présentent une tendance au célibat bien plus forte que les femmes, l'angle droit entre ces deux catégories correspondant à l'asymétrie la plus forte possible dans le sens horaire. En revanche, les hommes non diplômés se mettent plus rarement en couple que les femmes du même groupe avec un conjoint diplômé (sens anti-horaire).

En s'élevant dans l'échelle des diplômes, on retrouve une opposition similaire : les femmes tendent à prendre des conjoints plus diplômés, les hommes des conjointes moins diplômées. Mais au-delà du CAP et du BEP, ce sont les femmes qui ont le plus de chances d'être célibataires, l'angle avec la catégorie « Pas de conjoint » passant du

sens horaire au sens anti-horaire. La différence entre célibat féminin et célibat masculin atteint son maximum parmi les diplômés du supérieur, dont les points forment approximativement un angle droit avec la catégorie « Pas de conjoint ».

**Graphique 3. La paire de dimensions anti-symétriques pour le diplôme**



*Champ* : individus âgés de 30 à 59 ans. Une pondération par la moyenne des marges est utilisée, et la taille des points est proportionnelle aux effectifs moyens des catégories correspondantes.

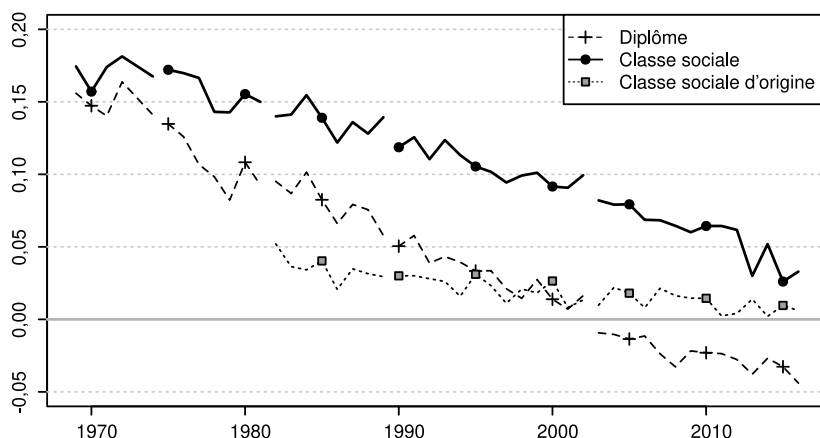
*Source* : enquêtes Emploi 1969-2016 (Insee).

Ces résultats illustrent bien le lien entre hypergamie féminine et distribution genrée du célibat. Ils mettent clairement en évidence que le célibat a des caractéristiques opposées chez les hommes et les femmes : chez les premiers, il est le fait de ceux qui ne peuvent trouver une conjointe moins diplômée qu’eux ; chez les secondes, de celles qui ne peuvent trouver de conjoint plus diplômé qu’elles.

En cohérence avec les résultats déjà obtenus plus haut, ce schéma n’est pas resté stable au cours des quarante dernières années (graphique 4). Si la description du plan que nous venons de détailler s’appliquait bien au début de la période, l’intensité de la paire de dimensions a continûment diminué depuis 1969, au point de s’inverser au début des années 2000 : le coefficient d’association intrinsèque anti-symétrique passe ainsi de 0,15 à -0,05. Ce résultat confirme donc l’inversion de l’hypergamie féminine déjà observée plus haut, tout en l’élargissant par la prise en compte simultanée du célibat et le contrôle de l’effet mécanique de l’augmentation du niveau d’éducation des femmes (hypergamie relative).



Graphique 4. Évolution de l'intensité des paires de dimensions anti-symétriques



*Légende :* Un coefficient d'association intrinsèque anti-symétrique nul (encadré 2) correspond à une absence d'asymétrie hommes-femmes (au-delà des contraintes structurelles) selon la paire de dimensions considérée ; une valeur négative indique l'inversion du sens de l'asymétrie par rapport à ce qui est décrit sur le plan (graphique 3, graphique 5 et graphique 6). Une pondération par la moyenne des marges est utilisée.

*Champ :* individus âgés de 30 à 59 ans (et ayant déjà travaillé dans le cas de la classe sociale).

*Source :* enquêtes Emploi 1969-2016 (Insee).

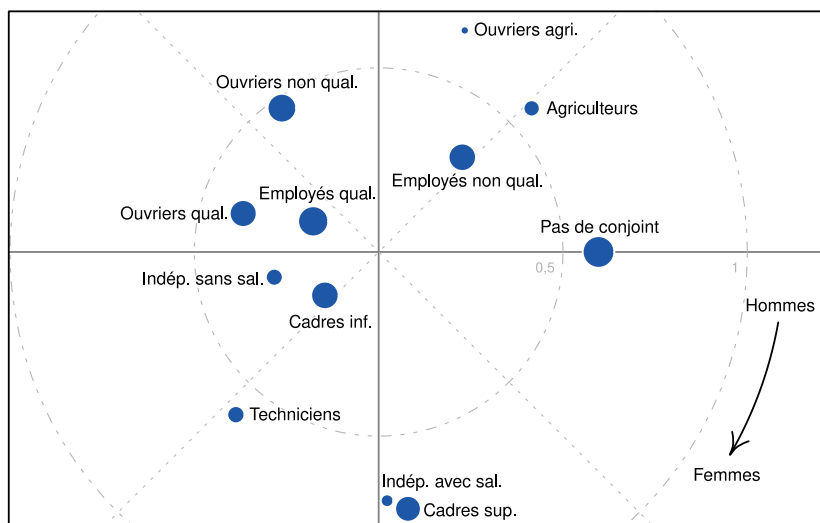
## 5.2. La disparition des asymétries selon la classe sociale

L'application du modèle d'association anti-symétrique à la classe sociale fait apparaître un plan relativement différent de celui concernant le diplôme : alors que la moitié gauche suit approximativement une échelle sociale, la moitié droite suit une logique bien plus complexe.

Comme pour le diplôme, on observe qu'au sein des groupes au statut le plus élevé (cadres et professions intellectuelles supérieures, indépendants avec salariés), les femmes sont plus souvent célibataires et les hommes prennent plus souvent des conjointes plus bas dans la hiérarchie. Mais l'échelle sociale qui se dessine en suivant le sens des aiguilles d'une montre est relativement atypique. Ainsi, les techniciens et contremaîtres apparaissent avant les cadres et professions intellectuelles de rang inférieur. Mais ce sont surtout les groupes qui apparaissent en dernier, juste avant la catégorie des célibataires, qui brisent la régularité de l'échelle : professions agricoles et employés non qualifiés se trouvent bien après les ouvriers non qualifiés et les employés qualifiés. Cette position reflète un célibat plus fréquent parmi les hommes que parmi les femmes de ces catégories (notamment dans le monde agricole), dont on voit maintenant qu'il va de pair avec une

tendance des femmes à prendre des conjoints au statut professionnel inférieur au leur<sup>11</sup>. En effet, les configurations dans lesquelles l'homme appartient à ces groupes, et sa conjointe aux cadres et professions intellectuelles sont sur-représentées en termes d'*odds ratios* par rapport aux configurations inverses. Au contraire, les configurations dans lesquelles les conjointes sont ouvrières sont sous-représentées par rapport à leurs inverses.

Graphique 5. La paire de dimensions anti-symétriques pour la classe sociale



Champ : individus âgés de 30 à 59 ans et ayant déjà travaillé. Une pondération par la moyenne des marges est utilisée, et la taille des points est proportionnelle aux effectifs moyens des catégories correspondantes.

Source : enquêtes Emploi 1969-2016 (Insee).

La différence de position entre ouvriers non qualifiés et employés non qualifiés est frappante. Alors que les ouvriers non qualifiés évitent de prendre pour conjointes des femmes placées plus haut qu'eux dans la hiérarchie des professions, et se mettent très fréquemment en couple avec des employées non qualifiées, les hommes de ce dernier groupe ne sont que rarement dans la situation inverse d'être en couple avec des ouvrières non qualifiées. L'asymétrie entre ces deux configurations

11. Cette interprétation est confirmée par le fait que la position de ces groupes au bas de la hiérarchie persiste lorsque le modèle est estimé sur la table excluant les célibataires (voir Bouchet-Valat, 2015b pour une analyse fondée sur la PCS à deux chiffres).

va bien au-delà de ce que la structure de la population exige. Puisqu'elle ne peut s'expliquer par les situations respectives des ouvriers et employés non qualifiés sur le marché du travail, relativement similaires (Amossé et Chardon, 2006), elle semble devoir être interprétée en termes d'interaction entre identités professionnelles et rôles de genre. En effet, les employés non qualifiés sont parmi les professions les plus féminisées, qui ne se prêtent sans doute pas au maintien d'une identité masculine très affirmée, qui passerait notamment par le respect de la norme d'hypergamie féminine. Ils travaillent aussi plus souvent dans de petites structures dans lesquelles la chaîne hiérarchique est plus courte (voire absente) et les normes de travail peu formalisées (Gollac, 1989 ; Burnod et Chenu, 2001), ce qui pourrait faciliter les rencontres allant à l'encontre de l'hypergamie féminine en rendant ce critère moins visible.

Pour autant, ce tableau a lui aussi radicalement évolué au cours des quarante dernières années (graphique 4) : les asymétries hommes-femmes en termes de classe sociale ont presque complètement disparu, le coefficient d'association intrinsèque anti-symétrique passant de près de 0,17 à 0,03. Ce résultat est cohérent avec le développement des couples dans lesquels la femme a le statut professionnel le plus élevé et avec l'atténuation des différences genrées de célibat en termes de classe sociale, mais il est plus marqué que ces deux évolutions, ce qui peut s'expliquer par le fait que la distribution inégalitaire des hommes et des femmes en termes de classes sociales est ici contrôlée. La tendance ne semble pas s'essouffler, indiquant une possible inversion de l'asymétrie comme dans le cas du diplôme à relativement brève échéance.

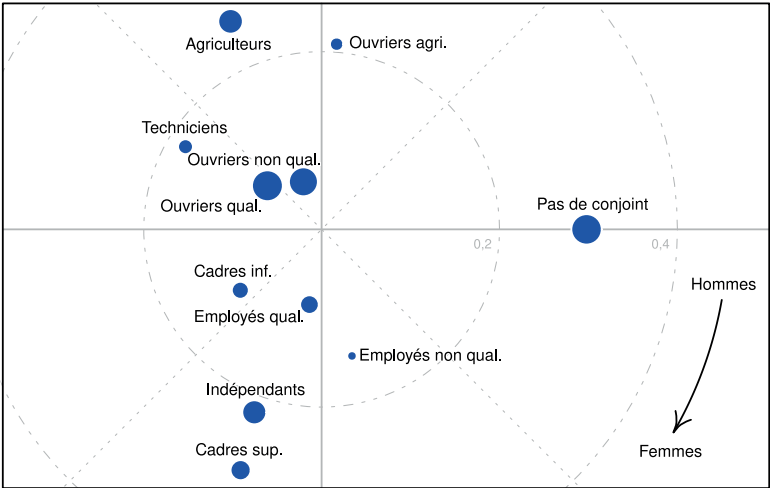
### 5.3. La fin des faibles asymétries selon la classe sociale d'origine

Finalement, le modèle d'association anti-symétrique permet de mettre en évidence des asymétries hommes-femmes qui étaient restées invisibles plus haut lors de l'utilisation d'une hiérarchie *a priori* des classes sociales et sans tenir compte du célibat. Cependant, ces asymétries sont faibles, et le modèle n'améliore pas aussi clairement la description des données que dans le cas du diplôme et de la classe sociale des conjoints (tableau 2).

Le plan décrit par la paire de dimensions anti-symétriques est relativement similaire à celui déjà obtenu pour la classe sociale des conjoints (graphique 6). On retrouve, dans sa moitié gauche, l'échelle de statut

déroulée approximativement dans le sens des aiguilles d’une montre. Néanmoins, les enfants d’employés apparaissent bien plus haut que ceux d’ouvriers et de techniciens et contremaîtres – ce qui contraste nettement avec la position des employés non qualifiés, en bas de la hiérarchie, obtenue du point de vue de la classe sociale des conjoints. Cette différence entre effet de l’origine sociale et effet de la profession occupée peut s’expliquer par le fait que l’on compare ici les professions de deux hommes (les pères), alors que l’analyse à partir de la classe sociale des intéressés met en regard celle d’un homme et d’une femme. Du fait de la ségrégation genrée des professions, les hommes issus de ce groupe sont rarement devenus eux-mêmes employés non qualifiés, contrairement aux femmes de même origine (Vallet, 1999, p. 27, 29).

**Graphique 6. La paire de dimensions anti-symétriques pour la classe sociale d’origine**



Champ : individus âgés de 30 à 59 ans. Une pondération par la moyenne des marges est utilisée, et la taille des points est proportionnelle aux effectifs moyens des catégories correspondantes.

Source : enquêtes Emploi 1982-2016 (Insee).

L’évolution temporelle des asymétries hommes-femmes selon la classe sociale d’origine est moins marquée que selon les deux autres dimensions (graphique 4), ce qui est cohérent avec la faible amélioration apportée par le modèle. Néanmoins, elle indique une baisse relativement régulière de l’importance de la paire de dimensions, qui disparaît même après 2010. Moins clairement significative, cette

tendance est donc néanmoins parfaitement cohérente avec les deux précédentes.

## 6. Conclusion

Les évolutions de l'hypergamie de diplôme, de classe et d'origine sociales ont été majeures en France depuis 1969. La supériorité scolaire des filles s'est récemment traduite par une supériorité des femmes par le diplôme au sein du couple, qui est allée au-delà des contraintes imposées par la structure par diplôme de la population (hypergamie féminine relative). En 2016, les femmes sont plus diplômées que leur conjoint dans 37 % des couples cohabitants âgés de 30 à 59 ans, et les hommes dans seulement 25 % des couples.

L'évolution a été moins spectaculaire, mais cependant notable, du point de vue de la classe sociale des conjoints. Les femmes occupent désormais une profession plus élevée que leur conjoint dans 23 % des couples, contre environ 13 % entre 1969 et 1990. En revanche, les hommes occupent toujours une profession plus élevée que leur conjointe dans près de 40 % des couples, et cette proportion a attendu les années 1990 pour commencer à décroître lentement. Ces évolutions ont été plus fortes que ce qu'exigeait l'augmentation de la proportion de femmes dans les professions les plus qualifiées.

Enfin, aucune hypergamie en termes de classe sociale d'origine n'a pu être relevée. Ce résultat confirme que l'hypergamie résulte avant tout de l'existence d'inégalités structurelles entre femmes et hommes, plus que l'appariement des conjoints proprement dit : lorsque, comme c'est le cas pour l'origine sociale, les positions des hommes et des femmes ne diffèrent pas en moyenne, l'hypergamie disparaît.

Comme nous en avons fait l'hypothèse, les évolutions de l'hypergamie ont eu pour conséquence une nette diminution des différences genrées dans la distribution sociale du célibat. Que ce soit pour le diplôme, la classe sociale ou la classe d'origine, c'est à chaque fois la distribution des femmes qui s'est rapprochée de celle des hommes.

Ce rapprochement est d'autant plus marqué que l'hypergamie féminine a diminué du point de vue de la dimension considérée. Ainsi, la distribution du célibat selon le niveau d'éducation est aujourd'hui complètement identique entre hommes et femmes. Les moins diplômés sont désormais le groupe le plus affecté par le célibat chez les deux sexes, alors que, du côté des femmes, cette place était occupée

par les plus diplômées il y a à peine deux décennies. Cette convergence se relève aussi du point de vue de la classe sociale, même si l'évolution est moins radicale. En 2016, les femmes cadres et professions intellectuelles supérieures vivent un peu plus souvent en couple que les employées et les ouvrières, alors que c'était l'inverse encore dans les années 1990. Finalement, du point de vue de la classe sociale, les écarts plus modérés entre femmes de différentes origines se sont réduits au point de ressembler à ceux valables chez les hommes, alors que le célibat était plus fréquent parmi les femmes d'origine sociale élevée en début de période.

Combinant l'analyse de l'hypergamie et celle du célibat, le modèle log-multiplicatif d'association anti-symétrique (van der Heijden et Mooijaart, 1995) nous a finalement permis de synthétiser les différences entre femmes et hommes du point de vue de la vie en couple en un seul indicateur tout en contrôlant l'évolution de la structure de la population. Celui-ci révèle une inversion des asymétries genrées en termes de diplôme entre 1969 et 2016, leur quasi-disparition en termes de classe sociale, et une disparition complète des faibles asymétries qui existaient en termes d'origine sociale. Il est donc clair que l'on assiste à un retournement historique de l'hypergamie féminine dans toutes ses composantes.

Au total, ces résultats montrent que l'élévation du niveau d'éducation des femmes par rapport à leurs conjoints a eu son équivalent en termes professionnels, même si les évolutions sont bien moins rapides. Ce constat fait écho à la lente réduction de l'écart de salaires entre conjoints que l'on observe en France (Bouchet-Valat, 2017), reflet non seulement de l'élévation des positions professionnelles des femmes, mais aussi de l'augmentation de leur temps de travail. Il est cohérent avec le fait que les femmes plus diplômées que leur conjoint sont plus fréquemment les principales pourvoyeuses de revenus du couple (Klesment et Van Bavel, 2017).

On peut penser que ces évolutions seront porteuses à terme d'une remise en cause des rôles de genre au sein du couple (Testenoire, 2008), puisque le fait d'exercer une activité professionnelle et la position sociale de l'emploi occupé jouent un rôle dans la réduction du temps accordé par les femmes aux tâches domestiques (Bauer, 2007 ; Evertsson et Nermo, 2007 ; Champagne, Pailhé et Solaz, 2015, p. 218219), de même que le salaire et le temps de travail (Gershuny, Bittman et Brice, 2005 ; Ponthieux et Schreiber, 2006 ; Bruguilles et

Sebillé, 2009 ; Raley, Bianchi et Wang, 2012). Cependant, la lenteur du mouvement exige de nuancer ce pronostic.

Pour finir, on peut relever deux paradoxes dans ces résultats. Le premier est que la disparition des différences entre hommes et femmes en termes de célibat et d'hypergamie relative selon la classe sociale s'est réalisée sans que – c'est un euphémisme – les inégalités de genre en termes de carrières professionnelles ne se soient résorbées. Le marché conjugal semble de ce point de vue nettement en avance sur le marché du travail, qui est pourtant fortement dépendant de la définition genrée des rôles au sein du couple (Pailhé et Solaz, 2009). De fait, lorsque la structure de la population n'impose pas une supériorité masculine (comme c'est le cas du point de vue du diplôme et de l'origine sociale), on ne relève aucune tendance à l'hypergamie féminine. Ce décalage entre mise en couple et carrières professionnelles fait écho de la lenteur de l'évolution des rôles au sein du couple en dépit de normes égalitaires (Kaufmann, [1992] 2014 ; Singly, 2007).

Le second paradoxe des évolutions de la vie en couple mises en évidence ici tient à ce que la diminution des inégalités de genre s'est accompagnée d'un renforcement des inégalités de classe du point de vue du célibat. Si vivre en couple était déjà plus fréquent pour les hommes occupant une position sociale élevée dans les années 1960, c'est bien l'inverse qui était vrai chez les femmes. Or, l'augmentation du taux de célibat a frappé d'abord les femmes et les hommes les moins socialement favorisés, mettant fin à ce qu'on peut considérer comme une anomalie dans le système des inégalités sociales. Désormais, les individus des deux sexes disposant de moins de ressources culturelles et économiques sont aussi ceux qui mettent le moins en commun ces ressources au sein d'un couple. On peut craindre que cette évolution ne renforce les inégalités entre ménages, et que ceux ne percevant qu'un seul revenu décrochent par rapport aux ménages de deux actifs, de plus en plus fréquents (McLanahan et Percheski, 2008). Le cas des familles monoparentales, qui concerne avant tout des femmes peu diplômées et à la situation professionnelle précaire, en est l'illustration la plus nette (Chardon, Daguet et Vivas, 2008).

## Références

- Albouy V., Breuil-Genier P., 2012, « Démographie et famille : les différences sociales se réduisent-elles ? », *France, portrait social 2012*, Paris, Insee (Insee Références), pp. 11-18.
- Albouy V., Djider Z., Mainguené A., 2012, « Activité, emploi, salaires et retraites : la convergence des situations entre hommes et femmes s'opère, mais parfois bien lentement », *Regards sur la parité 2012*, Paris, Insee (Insee Références), pp. 67-80.
- Amossé T., Chardon O., 2006, « Les travailleurs non qualifiés : une nouvelle classe sociale ? », *Économie et statistique*, pp. 393-394, 203-229.
- Battagliola F., Brown E., Jaspard M., 1997, « Itinéraires de passage à l'âge adulte. Différences de sexe, différences de classe », *Sociétés contemporaines*, vol. 25, n° 1, pp. 85-103.
- Baudelot C., Establet R., 1992, *Allez les filles !*, Paris, Seuil.
- Bauer D., 2007, « Entre maison, enfant(s) et travail : les diverses formes d'arrangement dans les couples », *Études et résultats*, n° 570, Paris, DREES.
- Bertrand M., Cortés P., Olivetti C., Pan J., 2016, « Social Norms, Labor Market Opportunities, and the Marriage Gap for Skilled Women », *NBER Working Paper*, n° 22015.
- Bouchet-Valat M., 2014, « Les évolutions de l'homogamie de diplôme, de classe et d'origine sociales en France (1969-2011) : ouverture d'ensemble, repli des élites », *Revue française de sociologie*, vol. 55, n° 3, pp. 459-505.
- , 2015a, « Plus diplômées, moins célibataires. L'inversion de l'hypergamie de diplôme au fil des cohortes en France », *Population*, vol. 70, n° 4, pp. 705-730.
- , 2015b, « L'analyse statistique des tables de contingence carrées - L'homogamie socioprofessionnelle en France II. L'apport des modèles d'association », *Bulletin de Méthodologie Sociologique*, n° 126, pp. 5-27.
- , 2017, « Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couples ? Le cas de la France entre 1982 et 2014 », *Économie et statistique*, n° 493, pp. 71-90.
- , 2018, *logmult: Log-multiplicative models, including association models*, R package, version 0.7.0.
- Bouchet-Valat M., Grobon S., 2019, « Homogames un jour, homogames toujours ? Rencontre pendant les études et proximité de diplôme et de carrière au sein des couples en France », *Population*, vol. 74, n° 1-2.
- Bourdieu P., 1962, « Célibat et condition paysanne », *Études rurales*, n° 5-6, pp. 32-135.
- Bozio A., Dormont B., García-Peñalosa C., 2014, « Réduire les inégalités de salaires entre femmes et hommes », *Notes du conseil d'analyse économique*, n° 17, pp. 1-12.



- Bozon M., 1990, « Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints. Une domination consentie : II. Modes d'entrée dans la vie adulte et représentations du conjoint », *Population*, vol. 45, n° 3, pp. 565-602.
- Bozon M., Héran F., 1988, « La découverte du conjoint : II. Les scènes de rencontre dans l'espace social », *Population*, vol. 43, n° 1, pp. 121-150.
- Brousse C., 2015, « Travail professionnel, tâches domestiques, temps « libre » : quelques déterminants sociaux de la vie quotidienne », *Économie et statistique*, n° 478, pp. 119-154.
- Brugilles C., Sebille P., 2009, « La participation des pères aux soins et à l'éducation des enfants. L'influence des rapports sociaux de sexe entre les parents et entre les générations », *Politiques sociales et familiales*, n° 95, pp. 19-32.
- Buisson G., Daguet F., 2012, « Qui vit seul dans son logement ? Qui vit en couple ? », *Insee Première*, n° 1392.
- Burnod G., Chenu A., 2001, « Employés qualifiés et non qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socio-professionnelles », *Travail et emploi*, n° 86, pp. 87-105.
- Buss D. M., Shackelford T. K., Kirkpatrick L. A., Larsen R. J., 2001, « A Half Century of Mate Preferences: The Cultural Evolution of Values », *Journal of Marriage and Family*, vol. 63, n° 2, pp. 491-503.
- Champagne C., Pailhé A., Solaz A., 2015, « Le temps domestique et parental des hommes et des femmes : quels facteurs d'évolutions en 25 ans ? », *Économie et statistique*, n° 478, pp. 209-242.
- Chardon O., Daguet F., Vivas É., 2008, « Les familles monoparentales : des difficultés à travailler et à se loger », *Insee Première*, n° 1195.
- Chudnovskaya M., Kashyap R., 2017, « Is the end of educational hypergamy the end of hypergamy? Evidence from Sweden », *Stockholm Research Reports in Demography*, n° 25, Stockholm, Stockholm University Demography Unit.
- Constantine A. G., Gower J. C., 1978, « Graphical Representation of Asymmetric Matrices », *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, vol. 27, n° 3, pp. 297-304.
- Couppié T., Epiphane D., 2007, « Vivre en couple et être parent : impacts sur les débuts de carrière », *Bref Céreq*, n° 241.
- Courgeau D., 1987, « Constitution de la famille et urbanisation », *Population*, vol. 42, n° 1, pp. 57-81.
- Courgeau D., Lelièvre É., 1986, « Nuptialité et agriculture », *Population*, vol. 41, n° 2, pp. 303-326.
- Daguet F., Niel X., 2010, « La proportion de jeunes en couple se stabilise », *Insee Première*, n° 1281.
- De Hauw Y., Grow A., Van Bavel J., 2017, « The Reversed Gender Gap in Education and Assortative Mating in Europe », *European Journal of Population*, vol. 33, n° 4, pp. 445-474.

- Desplanques G., 1987, « Cycle de vie et milieu social », Collections, *Série D*, 117, Paris, Insee.
- Domínguez-Folgueras M., Castro-Martín T., 2008, « Women's changing socioeconomic position and union formation in Spain and Portugal », *Demographic Research*, vol. 19, n° 41, pp. 1513-1550.
- Dupray A., Moullet S., 2005, « Les salaires des hommes et des femmes. Des progressions particulièrement inégales en début de vie active », *Bref Céreq*, n° 219.
- Duru-Bellat M., 1990, *L'école des filles. Quelle formation pour quels rôles sociaux ?*, Paris, L'Harmattan.
- Dykstra P.A., Poortman A.-R., 2009, « Economic resources and remaining single: Trends over time », *European Sociological Review*, vol. 26, n° 3, pp. 277-290.
- Erikson R., Goldthorpe J. H., 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press.
- Esteve A., García-Román J., Permanyer I., 2012, « The Gender-Gap Reversal in Education and Its Effect on Union Formation: The End of Hypergamy? », *Population and Development Review*, vol. 38, n° 3, pp. 535-546.
- Esteve A., Schwartz C., Van Bavel J., Permanyer I., Klesment M., García-Román J., 2016, « The End of Hypergamy: Global Trends and Implications », *Population and Development Review*, vol. 42, n° 4, pp. 615-625.
- Evertsson M., Nermo M., 2007, « Changing Resources and the Division of Housework: A Longitudinal Study of Swedish Couples », *European Sociological Review*, vol. 23, n° 4, pp. 455-470.
- Falguerolles A. de, Heijden P. G. M. van der, 2002, « Reduced rank quasi-symmetry and quasi-skew symmetry: a generalized bi-linear model approach », *Annales de la faculté des sciences de Toulouse – Mathématiques*, vol. 11, n° 4, pp. 507-524.
- Fry R., 2010, « The reversal of the college marriage gap », Washington, DC, Pew Research Center.
- Fukuda S., 2013, « The Changing Role of Women's Earnings in Marriage Formation in Japan », *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, vol. 646, n° 1, pp. 107-128.
- Gershuny J., Bittman M., Brice J., 2005, « Exit, Voice, and Suffering: Do Couples Adapt to Changing Employment Patterns? », *Journal of Marriage and Family*, vol. 67, n° 3, pp. 656-665.
- Goldstein J. R., Kenney C. T., 2001, « Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women », *American Sociological Review*, vol. 66, n° 4, pp. 506-519.
- Gollac M., 1989, « Les dimensions de l'organisation du travail », *Économie et statistique*, n° 224, pp. 27-44.
- Goodman L. A., Hout M., 1998, « Statistical Methods and Graphical Displays for Analyzing How the Association Between Two Qualitative

- Variables Differs Among Countries, Among Groups, Or Over Time: A Modified Regression-Type Approach », *Sociological Methodology*, vol. 28, n° 1, pp. 175-230.
- Greenacre M., 2000, « Correspondence Analysis of Square Asymmetric Matrices », *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, vol. 49, n° 3, pp. 297-310.
- Guichard-Claudic Y., Testenoire A., Trancart D., 2009, « Distances et proximités conjugales en situation d'homogamie et d'hétérogamie », dans Pailhé A., Solaz A. (dirs.), *Entre famille et travail : des arrangements de couple aux pratiques des employeurs*, Paris, La Découverte, 187-207.
- Heard G., 2011, « Socioeconomic Marriage Differentials in Australia and New Zealand », *Population and Development Review*, vol. 37, n° 1, pp. 125-160.
- Heijden P. G. M. van der, Mooijaart A., 1995, « Some New Log-Bilinear Models for the Analysis of Asymmetry in a Square Contingency Table », *Sociological Methods & Research*, vol. 24, n° 1, pp. 7-29.
- Jalovaara M., 2012, « Socio-economic resources and first-union formation in Finland, cohorts born 1969-81 », *Population Studies*, vol. 66, n° 1, pp. 69-85.
- Jegouzo G., 1972, « L'ampleur du célibat chez les agriculteurs », *Économie et statistique*, n° 4, pp. 13-22.
- Jegouzo G., 1991, « L'évolution après 1975 du célibat agricole masculin », *Population*, vol. 46, n° 1, pp. 41-61.
- Kalmijn M., 2013, « The Educational Gradient in Marriage: A Comparison of 25 European Countries », *Demography*, vol. 50, n° 4, pp. 1499-1520.
- Kaufmann J.-C., [1992] 2014, *La trame conjugale. Analyse du couple par son linge*, 2<sup>e</sup> édition, Paris, Armand Colin.
- Klesment M., Van Bavel J., 2017, « The reversal of the gender gap in education, motherhood, and women as main earners in Europe », *European Sociological Review*, vol. 33, n° 3, pp. 465-481.
- Le Minez S., Roux S., 2002, « Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi », *Économie et statistique*, n° 351, pp. 31-63.
- McLanahan S., Percheski C., 2008, « Family Structure and the Reproduction of Inequalities », *Annual Review of Sociology*, vol. 34, n° 1, pp. 257-276.
- Meurs D., Pailhé A., Ponthieux S., 2010, « Enfants, interruptions d'activité des femmes et écart de salaire entre les sexes », *Revue de l'OFCE*, n° 114, pp. 113-133.
- Meurs D., Ponthieux S., 2006, « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? », *Économie et statistique*, n° 398, pp. 99-129.

- Minni C., 2015, « Femmes et hommes sur le marché du travail : les disparités se réduisent mais les emplois occupés restent très différents », *Dares analyses*, n° 017.
- Nicole-Drancourt C., 1989, « Stratégies professionnelles et organisation des familles », *Revue française de sociologie*, vol. 30, n° 1, pp. 57-80.
- Oppenheimer V. K., 1994, « Women's Rising Employment and the Future of the Family in Industrial Societies », *Population and Development Review*, vol. 20, n° 2, pp. 293-342.
- Pailhé, A., Solaz, A. (dirs.), 2009, *Entre famille et travail : des arrangements de couples aux pratiques des employeurs*, Paris, La Découverte.
- Peugny C., 2008, « Éducation et mobilité sociale : la situation paradoxale des générations nées dans les années 1960 », *Économie et statistique*, n° 410, pp. 23-45.
- Ponthieux S., Schreiber A., 2006, « Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale », *Données sociales 2006*, Paris, Insee, pp. 43-51.
- Prioux F., Mazuy M., Barbieri M., 2011, « L'évolution démographique récente en France : les adultes vivent moins souvent en couple », *Population*, vol. 65, n° 3, pp. 421-474.
- Raley S., Bianchi S. M., Wang W., 2012, « When Do Fathers Care? Mothers' Economic Contribution and Fathers' Involvement in Child Care », *American Journal of Sociology*, vol. 117, n° 5, pp. 1422-1459.
- Régnier-Loilier A., 2018, « Faire couple à distance. Prévalence et caractéristiques », dans Imbert C., Lelièvre E., Lessault D. (dirs.), *La famille à distance. Mobilités, territoires et liens familiaux*, Paris, INED (Questions de populations), pp. 165-194.
- Régnier-Loilier A., Beaujouan É., Villeneuve-Gokalp C., 2009, « Neither single, nor in a couple: A study of living apart together in France », *Demographic research*, n° 21, pp. 75-108.
- Robert-Bobée I., Mazuy M., 2005, « Calendriers de constitution des familles et âge de fin des études », dans Lefèvre C., Filhon A. (dirs.), *Histoires de familles, histoires familiales : les résultats de l'enquête famille de 1999*, Paris, Ined (Cahiers), pp. 175-200.
- Rose E., 2004, « Education and Hypergamy in Marriage Markets », *CSDE Working Paper*, n° 0403, Seattle, Center for Studies in Demography and Ecology, University of Washington.
- Roussel L., 1971, « La nuptialité en France. Précocité et intensité suivant les régions et les catégories socio-professionnelles », *Population*, vol. 26, n° 6, pp. 1029-1055.
- Roussel, L. (dir.), 1975, *Le Mariage dans la société française contemporaine : faits de population, données d'opinion*, Paris, Presses Universitaires de France (Travaux et documents de l'Ined).

- Sandström G., 2017, « A reversal of the socioeconomic gradient of nuptiality during the Swedish mid-20th-century baby boom », *Demographic Research*, n° 37, pp. 1625-1658.
- Singly F. de, 1987, *Fortune et infortune de la femme mariée*, Paris, Presses Universitaires de France.
- Singly, F. de (dir.), 2007, *L'injustice ménagère*, Paris, Armand Colin.
- Sweeney M. M., 2002, « Two Decades of Family Change: The Shifting Economic Foundations of Marriage », *American Sociological Review*, vol. 67, n° 1, pp. 132-147.
- Testenoire A., 2008, « Carrières féminines, résistances masculines : couples à hypogamie féminine », dans Kergoat D., Guichard-Claudic Y., Vilbrod A. (dirs.), *L'inversion du genre. Quand les métiers masculins se conjuguent au féminin... et réciproquement*, Rennes, Presses Universitaires de Rennes, pp. 385-396.
- Torr B. M., 2011, « The Changing Relationship between Education and Marriage in the United States, 1940–2000 », *Journal of Family History*, vol. 36, n° 4, pp. 483-503.
- Turner H., Firth D., 2015, *gnm: Generalized nonlinear models*, R package, version 1.0-8.
- Vallet L.-A., 1986, « Activité professionnelle de la femme mariée et détermination de la position sociale de la famille. Un test empirique : la France entre 1962 et 1982 », *Revue française de sociologie*, vol. 27, n° 4, pp. 655-696.
- , 1999, « Quarante années de mobilité sociale en France. L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents », *Revue française de sociologie*, vol. 40, n° 1, pp. 5-64.
- Van Bavel J., Schwartz C., Esteve A., 2018, « The Reversal of the Gender Gap in Education and its Consequences for Family Life », *Annual Review of Sociology*, n° 44, pp. 341-360.
- Villac M., 1984, « Structures familiales et milieux sociaux », *Économie et statistique*, n° 171, pp. 135-151.
- Winkler-Dworak M., Toulemon L., 2007, « Gender Differences in the Transition to Adulthood in France: Is There Convergence Over the Recent Period? », *European Journal of Population*, vol. 23, n° 34, pp. 273-314.
- Zentner M., Eagly A. H., 2015, « A sociocultural framework for understanding partner preferences of women and men: Integration of concepts and evidence », *European Review of Social Psychology*, vol. 26, n° 1, pp. 328-373.



# LA DÉSINFLATION MANQUANTE UN PHÉNOMÈNE AMÉRICAIN UNIQUEMENT ?<sup>1</sup>

**Paul Hubert**

*Sciences Po, OFCE*

**Mathilde Le Moigne**

*Princeton University, États-Unis*

---

Le comportement de l'inflation aux États-Unis lors de la crise économique de 2008-2009, qui n'a pas suivi les prédictions d'une courbe de Phillips classique, a donné lieu au phénomène de « missing disinflation ». Nous évaluons si ce phénomène a également eu lieu en zone euro. Nous utilisons une spécification identique pour estimer des courbes de Phillips au niveau agrégé et dans plusieurs pays. Nous trouvons que l'inflation en zone euro a bien suivi les prédictions d'une courbe de Phillips, dit autrement qu'il n'y a pas eu de phénomène de désinflation manquante, mais qu'il existe de fortes divergences intra-européennes. L'absence de désinflation manquante au niveau agrégé masque en réalité des situations différentes qui se compensent. Les niveaux d'inflation prédits par la courbe de Phillips suggèrent une inflation manquante en Allemagne et en France, et à l'inverse une désinflation manquante en Espagne en Italie et en Grèce.

*Mots clés* : Inflation, Courbe de Phillips.

---

L'actualité des dernières années a remis au goût du jour la question de la validité de la courbe de Phillips (1958) établissant une corrélation positive entre cycles économiques et inflation (voir aussi Gali *et al.*, 2001). La chute brutale de l'activité économique à la suite de la crise financière de 2007-2008 aurait dû entraîner une baisse tout aussi forte de l'inflation, voire des spirales déflationnistes dans certains pays. Or, dans les faits, les États-Unis tout comme la plupart des pays européens n'ont pas observé de fort ralentissement de l'inflation depuis

---

1. Les auteurs remercient Christophe Blot, Xavier Ragot ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires avisés.

2009. L'inflation mesurée par le *Core Personal Consumption Expenditure Index* (PCE, indice de dépense personnel à la consommation) n'est tombé qu'à un taux annuel de 1,5 % après la crise financière, alors même que l'économie américaine connaissait la pire contraction de son activité économique depuis la crise de 1929. Selon les prédictions de la courbe de Phillips, cette baisse de l'activité économique après la crise de 2007-2008 aurait dû entraîner une déflation à partir de 2009 aux États-Unis.

Cette « désinflation manquante » (Stock 2011) remet en question la pertinence de la relation entre activité économique et inflation. En Europe, l'inflation particulièrement basse depuis 2012 et les craintes récentes d'une déflation pose la question inverse d'une inflation manquante dans la zone euro. Dans cet article, nous posons la question de savoir si le phénomène de désinflation manquante est propre au contexte américain ou s'il peut s'appliquer à la zone euro. En d'autres termes, nous nous demandons s'il existe un écart entre l'inflation prédite par la courbe de Phillips et l'inflation observée en zone euro dans son ensemble et au niveau de quelques pays au cœur de la dynamique européenne.

Sur le modèle de l'article de Coibion et Gorodnichenko (2015), nous estimons une courbe de Phillips augmentée des anticipations d'inflation pour tenter d'identifier les divergences entre l'inflation observée et ce que les déterminants théoriques de l'inflation prédisent.

$$\pi_t = \alpha + \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + v_t \quad (1)$$

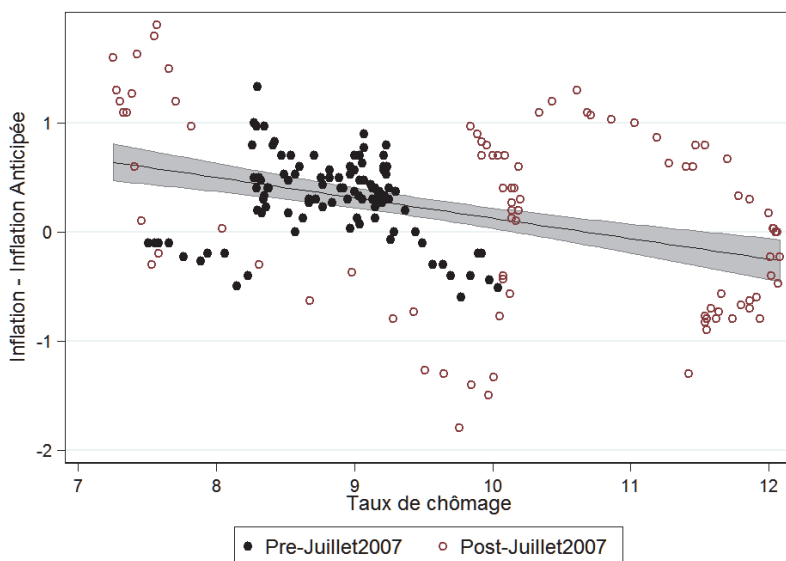
Le niveau de l'inflation courante  $\pi_t$  est expliqué par les anticipations d'inflation des agents économiques  $E_t \pi_{t+1}$ , une mesure de l'activité économique  $x_t$ , et un résidu. Les modèles macroéconomiques néo-keynésiens ont permis de micro-fonder cette équation à l'aide de rigidités dans la fixation des prix par les entreprises. Un résidu  $v_t$  positif révèle que l'inflation observée est supérieure à celle prédite par la courbe de Phillips : c'est la désinflation manquante. À l'inverse, des résidus négatifs reflètent un manque d'inflation par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips : on parlera alors d'inflation manquante.

Le graphique 1 montre la relation entre l'écart de l'inflation (mesurée par le *Consumer Price Index* – c'est-à-dire l'indice des prix à la consommation) aux anticipations d'inflation (mesurée par le *Survey of Professional Forecasters* – SPF – européen) et le taux de chômage, sur données agrégées de la zone euro (données mensuelles de 1999m1 à 2014m12). On n'observe pas de déviation notable de l'inflation par



rapport à la droite de régression linéaire après 2008, alors que le même graphique sur données américaines met en évidence une série de points concentrée et très éloignée au-dessus de la droite de régression linéaire pour la période 2007-2014 (Coibion et Gorodnichenko, 2015).

Graphique 1. Corrélation entre chômage et surprises d'inflation



Source : calculs des auteurs.

Nous montrons que l'absence de *missing disinflation* en zone euro, autrement dit la proximité de l'inflation réalisée avec l'inflation prédite par une courbe de Phillips, masque en réalité une large hétérogénéité des comportements d'inflation au sein de la zone euro. En effectuant une analyse désagrégée sur un échantillon de cinq pays (Allemagne, Espagne, France, Grèce, Italie), nous montrons l'existence de périodes de divergence significative de l'inflation prédite à l'inflation réalisée pour ces pays, avec en particulier une large différence de comportement de l'inflation entre les pays du nord (inflation manquante en Allemagne et France) et les pays du sud (désinflation manquante en Espagne, Grèce et Italie) de la zone euro. L'absence d'écart de l'inflation à l'inflation prédite au niveau de la zone euro en agrégé masque donc une variété de comportements qui se compensent. Les résultats suggèrent cependant une reconvergence des niveaux d'inflation par rapport au niveau prédit par la courbe de Phillips après la crise de 2007, à l'inverse des résultats observés sur données américaines. Les

conclusions présentées sont robustes à l'utilisation de différentes méthodes d'estimation et aux choix des variables.

Le reste de l'article se décompose de la manière suivante : la section 1 décrit la littérature récente sur la question de la « désinflation manquante ». La section 2 présente les estimations sur données agrégées européennes et la section 3 pour cinq pays de la zone euro, ainsi que les tests de robustesse. Nous concluons dans une quatrième partie.

## 1. La désinflation manquante dans la littérature

La plupart des études empiriques sur la question de la désinflation manquante, ou plus généralement de la pertinence de la courbe de Phillips se sont concentrées sur données américaines. En Europe, les études récentes sur la période 2010-2014 se focalisent sur les différents facteurs responsables des fluctuations de l'inflation (Conti *et al.* 2015, ou Riggi et Venditti, 2015). Une revue exhaustive des différentes formulations théoriques de la courbe de Phillips et de leur validité a été récemment établie par Mavroedis, Plagborg-Moller et Stock (2014).

Trois explications du décalage observé entre inflation réalisée et prédite par la courbe de Phillips émergent. La première explication, la plus explorée dans la littérature, se concentre sur les modifications structurelles de l'économie, responsables d'une décorrélation entre fluctuations de l'activité économique et pressions inflationnistes. Une deuxième explication se concentre sur le choix des variables supposées refléter les cycles économiques et sur un possible biais de variable omise dans la courbe de Phillips. Enfin, une troisième explication concerne la formation des anticipations d'inflation des agents.

### 1.1. Une variation structurelle de la courbe de Phillips

Les changements structurels de l'économie, tels que la diminution de la part du travail dans la valeur ajoutée – sous l'hypothèse que ce sont les variations des revenus qui se transmettent à l'inflation *via* une boucle prix-salaires – la cyclicité des taux de marges – devenus contracycliques dans une période de forte incertitude (Gilchrist *et al.* 2015) –, et le ralentissement de la fréquence de modification des prix (Nakamura et Steinsson 2008 ; Klenow et Krystov 2008) seraient responsables de l'aplatissement de la courbe de Phillips au cours des années 1990-2000 (FMI 2013). L'inflation serait structurellement moins volatile, et moins sensible aux cycles économiques. Coibion et Gorodni-chenko (2015) trouvent peu de preuves empiriques prouvant

que ces changements structurels sont effectivement la cause de l'aplatissement de la courbe de Phillips. Une autre source possible de changement est la tendance à la baisse de l'inflation depuis les années 1970 (Stock, Watson 2008) et l'influence de la mondialisation sur le comportement des prix (Ball 2006 ; Gaiotti 2010, [9]). Les estimations réalisées ne permettent pas d'affirmer que cette tendance puisse expliquer plus de 10 % de la diminution de  $\kappa$  (Coibion, Gorodnichenko et Wieland 2012 ; Coibion et Gorodnichenko 2011). Quelle que soit l'explication avancée, un changement de la pente de la courbe de Phillips ne suffit pas à rendre compte de la désinflation manquante observée après 2009 aux États-Unis (Coibion, Gorodnichenko 2015).

## 1.2. La mesure des pressions inflationnistes

La courbe de Phillips suggère qu'une diminution du coût marginal des entreprises, ou un ralentissement de l'activité économique, pousserait l'inflation à la baisse. La mesure des pressions inflationnistes est à l'origine de nombreux débats sur l'efficacité de la courbe de Phillips à prédire les variations d'inflation.

La mesure la plus courante de l'activité économique dans les estimations de la courbe de Phillips est le taux de chômage. Deux explications sont avancées pour expliquer la désinflation manquante aux États-Unis à travers le prisme du chômage : d'une part, le taux de chômage naturel a pu varier au cours du temps, avant et après la crise, ce qui entraînerait une mauvaise mesure de l'écart entre les taux de chômage courant et structurel (FMI 2013) ; d'autre part, le taux de chômage ne serait pas la mesure la plus pertinente pour expliquer les pressions inflationnistes et le chômage de court-terme (26 semaines ou moins) serait une variable plus appropriée (Ball et Mazumder 2014). Un autre facteur pourrait jouer *via* la marge intensive du marché du travail : la variation des heures travaillées après 2009 a été particulièrement importante aux États-Unis et dans certains pays européens (Allemagne) et pourrait justifier un maintien des marges des entreprises et donc des prix. D'autres mécanismes pourraient expliquer la désinflation manquante à travers un comportement inhabituel de l'inflation des salaires. La relativement faible hausse du chômage de court-terme aux États-Unis pourrait expliquer l'absence d'un ralentissement de l'inflation des salaires après 2009 (Aaronson *et al.* 2010 ; FMI, 2013). Une autre source possible de « désinflation salariale manquante » serait l'existence de rigidités à la baisse des salaires (Daly *et al.* 2012) ou de désindexation des prix et des salaires.

### 1.3. La formation des anticipations

Un consensus émerge dans les études empiriques récentes : la spécification avec anticipations adaptatives est moins valable depuis le milieu des années 1990 au moins (FMI, 2013 ; Ball, Mazumder 2014 ; Coibion, Gorodnichenko 2015), et des anticipations prospectives, avec information parfaite ou imparfaite, apparaissent plus pertinentes (Coibion, Gorodnichenko, 2015 ; Koop, Onorante, 2012). La stabilité de l'inflation à partir du milieu des années 1990 semble avoir ancré les anticipations autour de la cible annoncée par la majorité des banques centrales autour de 2 %. Cette ancrage des anticipations pourrait être un bon candidat pour expliquer l'absence relative de désinflation après 2009. Les agents anticipant un maintien de l'inflation à 2 %, le niveau des prix s'est maintenu et on n'a pas observé de spirale déflationniste. Sur données européennes, Conti *et al.* (2015) soulignent l'impact de l'introduction des politiques monétaires non-conventionnelles à partir de 2012 sur les anticipations d'inflation. Ils soulignent également l'impact de la crise des dettes souveraines sur les anticipations des pays de la périphérie de la zone euro : selon les auteurs, les pays les plus touchés par les tensions sur les dettes souveraines sont également ceux pour lesquels les changements de politique monétaire influencent le plus radicalement les mouvements de l'inflation.

Pour Coibion et Gorodnichenko (2015), les estimations courantes de la courbe de Phillips sont biaisées car elles ne prennent pas en compte les anticipations d'inflation des entreprises – en raison essentiellement de l'absence de données. L'hypothèse avancée – même si elle fait débat (Mavroeidis *et al.* 2014) – est que les entreprises forment leurs anticipations à la manière des ménages, plus qu'à la manière des *Survey of Professional Forecasters* (SPF). Cette explication justifierait des anticipations d'inflation au cours de la période 2009-2011 beaucoup plus élevées que celles des prévisionnistes professionnels. En effet, les anticipations des ménages (et *a priori* des petites et moyennes entreprises) sont influencées par l'inflation passée et les évolutions des prix des biens de première nécessité et/ou du prix de l'énergie. La période 2009-2011 est marquée par une augmentation de ces prix les plus visibles, entraînant à la hausse leurs anticipations d'inflation. En incluant les évolutions du prix du pétrole et en considérant des anticipations prospectives et non pas adaptatives, Coibion et Gorodnichenko (2015) parviennent à rendre compte du maintien du niveau de l'inflation aux États-Unis après la crise. Conti *et al.* (2015) effectuent le même constat sur données européennes : les variations

du prix du pétrole voient leur rôle dans les fluctuations d'inflation s'accroître après la crise de 2009. Ils soulignent notamment l'importance des chocs de 2012 (à la hausse) et de 2013-2014 (à la baisse), bien qu'on ne puisse pas parler de biais de variable omise sur la période 2013-2014, dans la mesure où la baisse de l'inflation s'observe aussi pour l'inflation sous-jacente.

## 2. Une désinflation manquante européenne ?

Le phénomène de désinflation manquante est-il propre au contexte américain ou est-il particulier à la crise financière et économique des années 2007-2009 ? Doit-on parler d'un phénomène structurel ou d'un résultat de la conjoncture ? C'est la question que nous analysons pour la zone euro dans son ensemble. Nous estimons différentes formulations de l'équation de Phillips (1) sur données agrégées pour l'ensemble de la zone euro sur la période 1999-2014. Nous procéderons ensuite à une analyse puis sur données individuelles pour cinq pays : l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Italie et la Grèce :

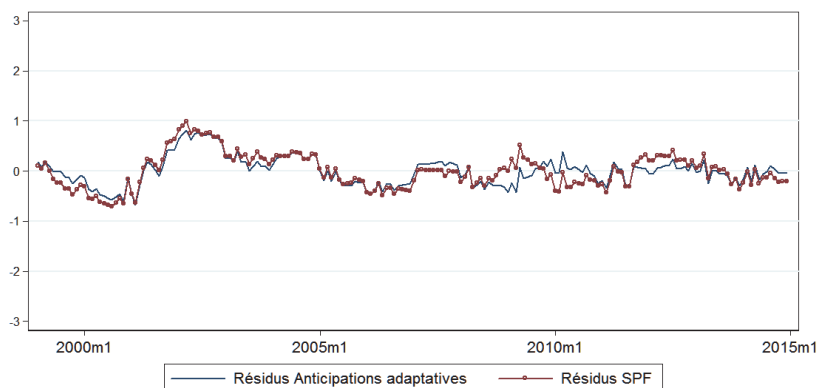
- l'inflation est mesurée, en fréquence mensuelle, par le taux de variation annuel du Core CPI (indice des prix à la consommation corrigé de l'énergie et de l'alimentation) ;
- les anticipations d'inflation adaptatives sont calculées comme une moyenne pondérée des niveaux d'inflation des 12 périodes précédentes (1 an, comme dans la spécification de Coibion et Gorodnichenko, ou Ball et Mazumder) en fréquence mensuelle. Sur données agrégées, on considère également des anticipations prospectives (*forward-looking*), en utilisant les données du SPF, à l'horizon 1 an, disponibles en fréquence trimestrielle puis interpolées linéairement en fréquence mensuelle ;
- les variations de l'activité économique sont approximées par le taux de chômage disponible en fréquence mensuelle.

L'équation (1) est estimée à l'aide des Moindres Carrés Ordinaires (MCO ou MCO en anglais) sur le modèle des estimations de Coibion et Gorodnichenko (2015). Nous prêtons plus particulièrement attention à deux caractéristiques des résidus  $v_t$  : leur signe et leur amplitude.

Nous tentons en premier lieu de mettre en évidence l'existence d'un changement du comportement de l'inflation aux alentours de la crise financière de 2007 pour la zone euro dans son ensemble. Comme nous pouvons l'observer sur le graphique 1, les données ne semblent pas valider cette hypothèse. Pour évaluer la déviation potentielle de l'infla-

tion européenne par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips sur la période 1999-2014, nous présentons les résidus de l'estimation basée sur l'équation (1). Nous estimons ici deux spécifications avec soit des anticipations d'inflation adaptatives, basées sur les 12 périodes précédentes, soit des anticipations prospectives (*forward-looking*), avec le SPF à l'horizon 1 an (tableau 2).

Graphique 2. Résidus de la courbe de Phillips – Zone euro



Source : calculs des auteurs.

Il apparaît sur le graphique 2 que les résidus de la courbe de Phillips sont quasi constants et faibles (comparés aux résultats de Coibion et Gorodnichenko et aux résidus des estimations individuelles, figure 4) sur la période 2009-2015. On n'observe pas de désinflation manquante en zone euro après 2009. On observe en revanche une tendance des résidus à s'écarter de zéro de façon persistante entre 1999 et 2003.

On observe aussi que la différence d'évolution des résidus entre les estimations avec anticipations adaptatives (trait bleu) et prospectives (trait rouge avec marqueur) est minime. Les  $R^2$  semblent néanmoins indiquer que le modèle avec anticipations adaptatives (0,56) possède un plus grand pouvoir explicatif que celui avec anticipations prospectives (0,39). Ces estimations semblent valider l'argument selon lequel les anticipations d'inflation en Europe sont stables et ancrées, soit parce que les anticipations adaptatives sont formées sur des niveaux d'inflation passée autour de 2 % sur l'échantillon considéré, soit parce que les anticipations prospectives s'ancrent sur la cible de 2 % de la BCE.

Il est possible cependant que l'absence de désinflation manquante sur l'ensemble de la zone euro soit le résultat d'un biais d'agrégation :

l'inflation mesurée au niveau de la zone euro agrégée masquerait des comportements divergents d'inflation des pays de la zone, qui se compenseraient en agrégé. Nous estimons donc dans un second temps une courbe de Phillips pour l'Allemagne, l'Espagne, la France, la Grèce et l'Italie individuellement.

**Tableau 1. Courbe de Phillips – Zone euro**

	(1) ea_core	(2) ea_core
Anticipations adaptatives	0,34*** [0,03]	
Anticipations SPF		0,56*** [0,12]
Taux de chômage	-0,13*** [0,02]	-0,12*** [0,02]
Constante	2,08*** [0,19]	1,69*** [0,39]
<i>N</i>	192	192
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,56	0,39

Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Régression MCO, anticipations d'inflation adaptatives sur 1 an (exp12), anticipations d'inflation prospectives SPF à l'horizon d'1 an (Spf1y).

Source : calculs des auteurs.

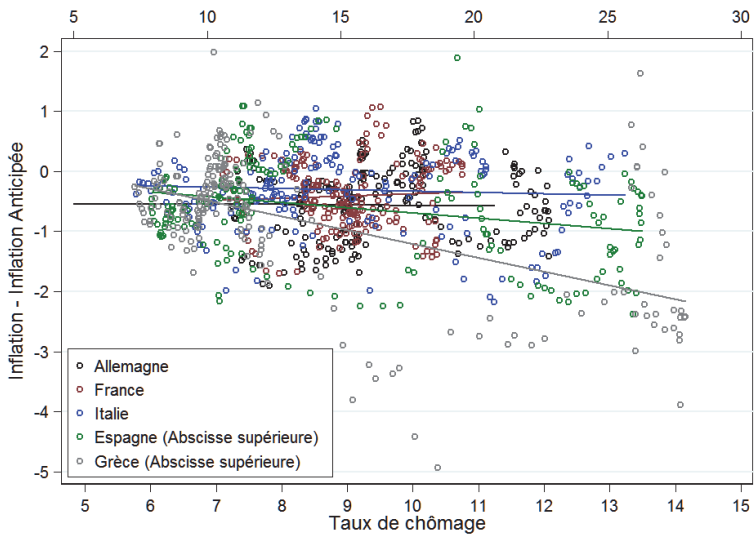
### 3. Une analyse de la désinflation manquante par pays

Nous estimons la même courbe de Phillips à un niveau désagrégé sur 5 pays européens présentant des contextes macroéconomiques divergents après 2009 : l'Allemagne, l'Espagne, la France, la Grèce et l'Italie. Selon Gali *et al.* (2005), Rumler (2007) ou Conti *et al.* (2015), l'analyse en coupe transversale des déterminants de l'inflation sur données européennes révèle une forte hétérogénéité des réponses de l'inflation aux chocs structurels et à la politique monétaire entre les pays du cœur de la zone euro et ceux de la périphérie. Le graphique 3 suggère l'existence d'un potentiel biais d'agrégation avec les données zone euro, les pentes des droites de régression des 5 pays considérés étant différentes.

#### 3.1. Résidus simples

Nous estimons l'équation (1) sur données nationales afin de comparer les dynamiques d'inflation prédite par la courbe de Phillips et d'inflation réalisée dans chaque pays. L'inflation est mesurée par le taux

Graphique 3. Corrélation entre taux de chômage et surprises d'inflation, par pays



Source : calculs des auteurs.

de croissance de l'indice des prix à la consommation sous-jacent (*Core CPI*), excluant donc les variations du prix de l'énergie<sup>2</sup>. Nous continuons d'utiliser le taux de chômage comme variable d'activité économique, et des anticipations adaptatives sur les douze périodes précédentes pour les anticipations d'inflation. Ce choix est justifié par l'absence de différence claire entre les anticipations adaptatives et prospectives dans la section précédente, et par l'absence d'anticipations prospectives au niveau national<sup>3</sup>.

Les  $R^2$  des régressions présentées dans le tableau 2 nous indiquent que la courbe de Phillips n'a pas le même pouvoir explicatif pour les différents pays. En effet, le  $R^2$  de l'Allemagne est faible (0,23) relativement à celui de l'Espagne ou de la Grèce (respectivement 0,69 et 0,86). Le coefficient associé à l'activité réelle est assez faible en Allemagne, en Italie et en Espagne, alors qu'il est plus élevé en France et en Grèce,

2. Malgré différents changements de TVA dans certains pays considérés, les séries de taux d'inflation ne montrent pas de sauts à ces dates, ces variations pouvant avoir été atténuées par les comportements de fixation des prix des entreprises.

3. Il n'existe pas de données SPF nationales. *Consensus Forecasts* collecte des anticipations d'inflation mais pour des années calendaires, et non pour des horizons fixes. Les anticipations d'inflation peuvent aussi être mesurées sur les marchés financiers – via les *Break Even Inflation Rates* ou *Inflation Swaps* – mais ces données sont biaisées par les primes de risque et liquidités, et ces données ne sont pas disponibles pour tous les pays considérés sur des échantillons satisfaisants.



suggérant que le lien entre activité économique et inflation y est plus fort. Nous testons la robustesse de ce coefficient avec différentes variables mesurant l'activité économique dans la dernière section.

Tableau 2. Courbe de Phillips par pays

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
<b>Anticipations</b>	0,32*** [0,05]	0,28*** [0,04]	0,33*** [0,05]	0,41*** [0,05]	0,34*** [0,05]
<b>Chômage</b>	-0,04** [0,02]	-0,26*** [0,03]	-0,08*** [0,02]	-0,09*** [0,01]	-0,20*** [0,01]
<b>Constante</b>	0,82*** [0,17]	3,19*** [0,35]	1,93*** [0,22]	2,37*** [0,24]	3,77*** [0,27]
<b>N</b>	192	192	192	192	192
<b>R<sup>2</sup></b>	0,23	0,53	0,32	0,69	0,86

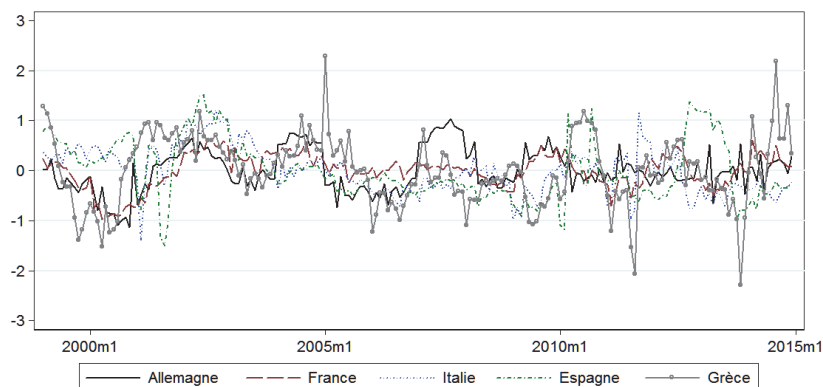
Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Régression MCO, anticipations d'inflation adaptatives sur 1 an (exp12).

Source : calculs des auteurs.

Le graphique 4 montre les résidus extraits de cette estimation. On note une forte hétérogénéité dans l'évolution des résidus dans les 5 pays. Ceux-ci sont assez faibles pour la France et l'Allemagne après 2009, alors que leurs variations semblent plus larges pour l'Italie, la Grèce et l'Espagne. Avant 2009, les résidus de tous les pays s'éloignent de façon assez persistante de zéro. L'absence de déviation des résidus par rapport à 0 sur données agrégées est cohérente avec le fait que les « grands » pays européens (Allemagne et France) ne connaissent clairement pas de désinflation (ou d'inflation) manquante sur la période 2009-2015. Conti *et al.* (2015) soulignent la volatilité plus forte de l'inflation dans les pays plus fortement touchés par la crise des dettes souveraines après 2012, que nous retrouvons dans une certaine mesure ici. Le comportement de l'Italie, de la Grèce et de l'Espagne est à cet égard significatif. D'après ces auteurs, les déviations particulièrement marquées des résidus pour l'Espagne et la Grèce à la fin de notre échantillon résulteraient de la plus grande sensibilité des pays de la périphérie aux chocs de politique monétaire. Ce graphique suggère donc que l'absence de désinflation manquante sur données zone euro pourrait relever avant tout de l'hétérogénéité des comportements d'inflation nationaux : il n'existe pas de tendance commune de l'inflation au niveau de la zone euro.

Graphique 4. Résidus de la courbe de Phillips par pays



Source : calculs des auteurs.

### 3.2. Une exploration de résidus cumulés

Le graphique 4 présente une image instantanée des déviations de l'inflation par rapport à la courbe de Phillips, à la date  $t$ . Une autre approche, qui nous paraît plus pertinente pour notre analyse, est d'observer la dynamique cumulée de la déviation de l'inflation à sa valeur prédite au cours de la période 1999-2015. Nous regardons donc le comportement des résidus cumulés de nos estimations de la courbe de Phillips sur données nationales. Ces résidus cumulés nous indiquent plus précisément dans quelle mesure les niveaux d'inflation observés ont davantage dévié positivement par rapport à la courbe de Phillips (cas de la désinflation manquante) ou négativement (cas de l'inflation manquante). Nous utilisons cinq méthodes de calcul des résidus cumulés obtenus par l'estimation de l'équation (1) pays par pays.

#### *Résidus cumulés simples – « Sum »*

La première des méthodes employées consiste simplement à sommer les résidus au cours de l'échantillon

Cette méthode permet de mesurer de manière simple dans quelle mesure l'inflation d'un pays est restée durablement trop « forte » ou trop « faible » par rapport aux prédictions de l'équation (1) sur l'ensemble de la période 1999-2015. Un inconvénient de cette méthode est que la somme des résidus est égale à zéro par construction. On observe donc une convergence purement statistique des comportements d'inflation nationaux vers la fin de l'échantillon :

$$\sum_{t=0}^N v_t \quad (2)$$

### **Résidus cumulés sur fenêtre glissante – « RollingWindow »**

Nous procédons dans un second temps à l'analyse des mêmes résidus cumulés sur fenêtre glissante de 2 ans (24 observations), en commençant donc en janvier 2001.

$$\sum_{k=0}^{24} v_{t-k} \quad (3)$$

Cette méthode nous permet comme précédemment d'observer l'évolution des fluctuations de l'inflation vis-à-vis de l'inflation prédite, sans le biais de construction qui force la somme des résidus à être égale à 0 à la fin de l'échantillon. Cette méthode nous permet également de mettre en avant l'évolution d'éventuelles périodes d'inflation ou de désinflation manquante.

### **Résidus cumulés par changement de signe – « Integral »**

Afin de mettre en évidence plus encore la dynamique de l'évolution de l'inflation, nous utilisons une troisième méthode de calcul des résidus cumulés dans laquelle nous sommions les résidus jusqu'à observer un changement de signe :

$$\sum_{t=0}^N v_t \mathbf{1}_{v_{t-1} \times v_t > 0} \quad (4)$$

Avec cette méthode, nous pouvons observer plus distinctement les périodes pendant lesquelles l'inflation d'un pays a dévié positivement (respectivement négativement) des prédictions de la courbe de Phillips. Nous pouvons ainsi identifier de manière visuelle s'il y a eu des périodes de désinflation manquante (respectivement d'inflation manquante) pour chaque pays sur la période 1999-2015.

### **Résidus cumulés sur deux sous-échantillons – « SubSamples »**

Les deux méthodes que nous présentons ensuite permettent d'évaluer si un changement de la dynamique de l'inflation a eu lieu avec la crise dans chaque pays considéré. L'hypothèse selon laquelle la dynamique de l'inflation aurait évolué au cours de cette période est cruciale pour l'estimation des résidus. Nous testons cette hypothèse sur

deux sous-échantillons : de 1999m1 à 2007m10 et de 2007m11 à 2014m12 (tableau 4 en Annexe).

$$\sum_{t=0}^{102} v_t \text{ et } \sum_{t=103}^N v_t \quad (5)$$

Le choix de diviser l'échantillon en octobre 2007 répond à une logique similaire à celle de Coibion et Gorodnichenko (2015) : nous évaluons dans quelle mesure la crise économique et financière de 2008-2010 aurait pu modifier la relation entre pressions inflationnistes et fluctuations de l'activité économique. Ainsi, la courbe de Phillips telle qu'estimée par l'équation (1) perd de son pouvoir explicatif lorsque l'on considère l'échantillon 1999m1-2007m10. Les  $R^2$  sont inférieurs à ceux estimés sur l'ensemble de la période (tableau 2) à l'exception notable de la France, pour laquelle le  $R^2$  est plus élevé sur le premier échantillon que sur le deuxième. On remarque que sur le second échantillon, le pouvoir explicatif augmente : les  $R^2$  sont supérieurs à ceux du tableau (2) pour tous les pays à l'exception de l'Italie. Le coefficient  $\kappa$  représentant la sensibilité de l'inflation à l'activité économique est significatif au seuil de 1 % pour tous les pays. Il semble donc que les comportements d'inflation aient évolué au cours de la période 1999-2014, et aient été mieux décrit par une courbe de Phillips après la crise économique.

### ***Résidus cumulés avec variable d'interaction – « Interaction »***

Dans un dernier temps, nous estimons les résidus d'une équation augmentée d'une variable d'interaction entre la variable d'activité économique et une variable indicatrice capturant un éventuel changement structurel lié à la crise (tableau 5 en Annexe) :

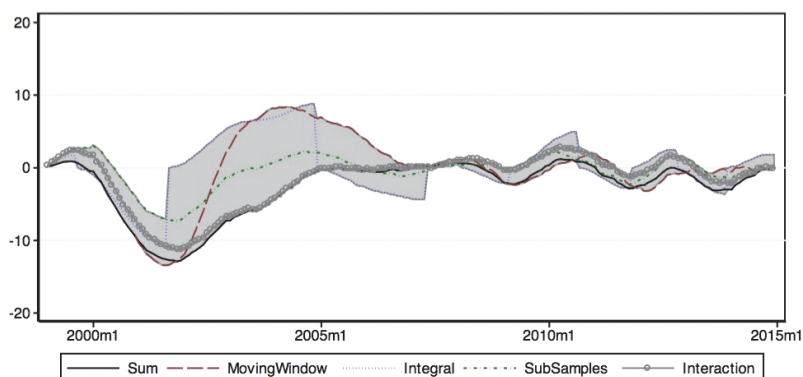
$$\pi_t = \alpha + \beta E_t \pi_{t+1} + \delta 1_{crisis} + \kappa_1 x_t + \kappa_2 (x_t \times 1_{crisis}) + v_t \quad (6)$$

où l'indicatrice  $1_{crisis}$  sépare l'échantillon en deux périodes : elle vaut 0 pour la période 1999m1-2007m10 et 1 pour la période 2007m11-2014m12. Le coefficient  $\kappa_1$  représente la pente de la courbe de Phillips classique avant la crise financière, tandis qu'elle vaut ensuite  $\kappa_1 + \kappa_2$ . La différence entre cette méthode et celle sur deux sous-échantillons est la suivante : dans la première, on étudie la courbe de Phillips sur deux périodes que l'on estime indépendamment, permettant ainsi à tous les paramètres de varier. La question posée est de savoir si les mêmes dynamiques d'inflation s'observent bien sur les deux sous-échantillons. Dans la méthode avec variable d'interaction (eq. 6), nous autorisons seulement le coefficient  $\kappa$  à varier.

Les  $R^2$  nous révèlent un meilleur pouvoir explicatif de cette spécification par rapport à la courbe de Phillips simple (tableau 2), en particulier pour l'Allemagne, la France et l'Italie. On constate que les coefficients de la variable d'interaction (l'effet marginal) sont significatifs au seuil de 1 % pour tous les pays, à l'exception de la Grèce. En accord avec nos conclusions précédentes, la sensibilité de l'inflation à l'activité économique est significativement plus forte après la crise, et les coefficients vont dans le sens d'une pente plus négative après la crise, à l'exception de l'Allemagne. L'hétérogénéité des coefficients soulignent là aussi la divergence Nord-Sud entre la France et l'Allemagne dont les coefficients d'interaction sont positifs, et l'Espagne et l'Italie, dont les coefficients sont négatifs.

Les graphiques des 5 types de résidus cumulés de l'estimation de la courbe de Phillips au cours de la période 1999-2015 sont présentés par pays, et nous tentons d'identifier les périodes de déviation de l'inflation observée par rapport aux prédictions de la courbe de Phillips<sup>4</sup>.

Graphique 5. Résidus cumulés – Allemagne



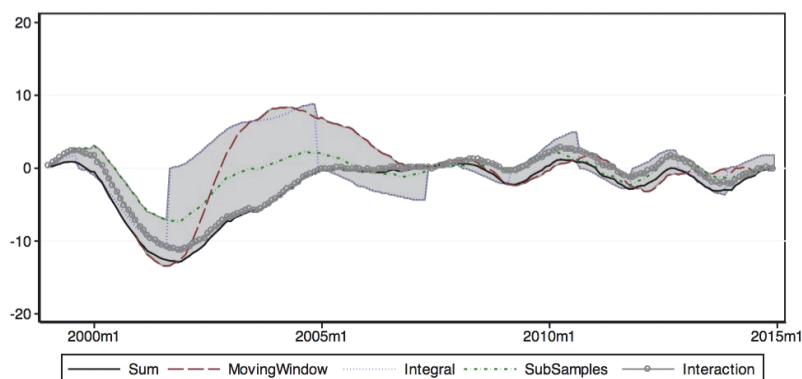
Source : calculs des auteurs.

Le comportement de l'inflation en Allemagne semble avoir dévié des prédictions d'une courbe de Phillips au moins à deux reprises sur la période 1999-2009. On observe au début des années 2000 et lors de la crise financière de 2007 des déviations négatives des résidus, quelles que soient les méthodes, indiquant donc des périodes d'inflation manquante. Après 2010, toutes les méthodologies utilisées pour

4. Rappelons que nous parlons ici d'inflation ou de désinflation manquante relativement aux prédictions de la courbe de Phillips, et non pas d'absence d'inflation ou de désinflation dans l'absolu.

analyser les résidus indiquent que les fluctuations d'inflation se rapprochent significativement des fluctuations prédites par une courbe de Phillips. On note néanmoins une nouvelle déviation, faible mais commune à toutes les méthodes, négative des résidus sur la fin de l'échantillon. Il semble donc que le comportement de l'inflation en Allemagne est caractérisé par une inflation manquante sur la période.

Graphique 6. Résidus cumulés – France

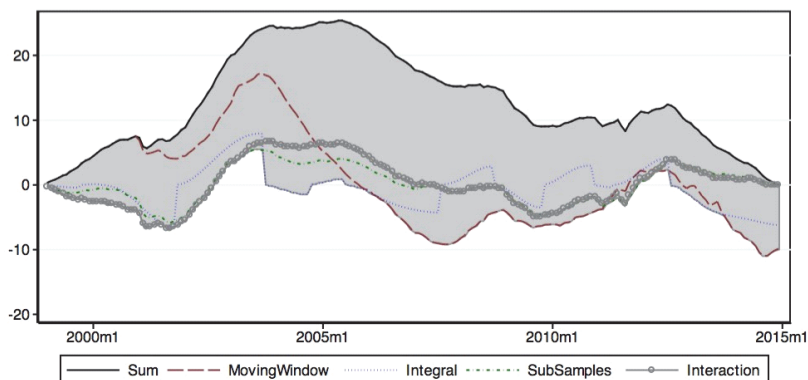


Source : calculs des auteurs.

Le comportement de l'inflation en France semble relativement en ligne avec les prédictions de la courbe de Phillips, et ce de façon marquée depuis 2006. Avant cette date, la France a connu une période d'inflation manquante relativement importante et clairement identifiable aux alentours des années 2000-2002.

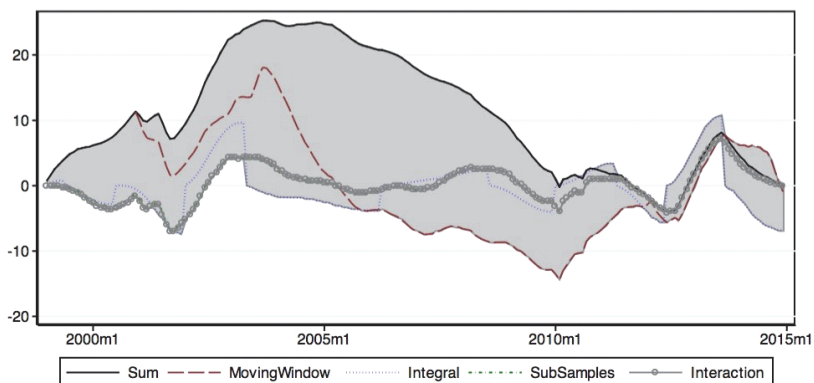
La dynamique de l'inflation en l'Italie entre 1999 et 2015 est plus difficile à interpréter au vu des divergences entre les différentes méthodes de cumul. La courbe des résidus cumulés sur l'ensemble de la période suggère que l'inflation italienne a été en moyenne plus élevée que ce que prédit la courbe de Phillips sur la même période. Néanmoins, si l'on considère toutes les méthodes ensemble, la conclusion est plus nuancée. On distingue deux épisodes de désinflation manquante : l'épisode 2002-2006 – et qui pourrait même s'étendre jusqu'à la crise selon la méthode de cumul considérée –, et une phase beaucoup plus courte après 2012. Notre conclusion est que l'Italie a été marquée par des phases de désinflation manquante jusqu'à 2012, date après laquelle la tendance semble rejoindre celle des autres pays européens.

Graphique 7. Résidus cumulés – Italie



Source : calculs des auteurs.

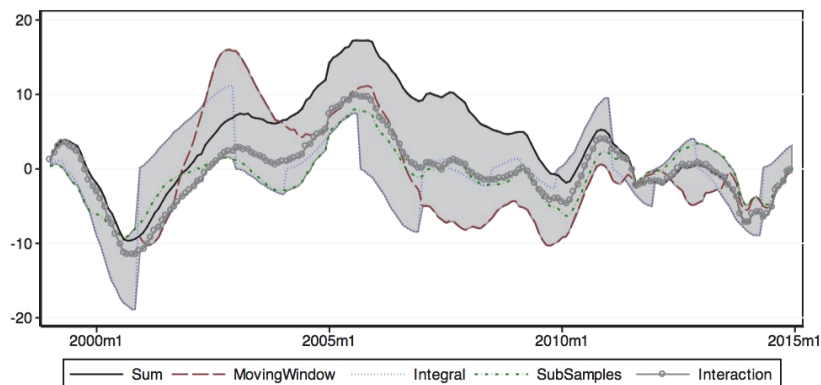
Graphique 8. Résidus cumulés – Espagne



Source : calculs des auteurs.

Un constat similaire peut-être fait à propos de l'Espagne : la courbe des résidus cumulés sur l'ensemble de la période semble indiquer une tendance générale à une désinflation manquante entre 1999 et 2010, mais la divergence des résultats obtenus avec les différentes méthodes d'analyse appelle à la prudence. On note de façon assez sûre une période de désinflation manquante vers 2002-2006 comme en Italie, puis à nouveau en 2013-2014.

Graphique 9. Résidus cumulés – Grèce



Source : calculs des auteurs.

Enfin, le graphique des résidus cumulés en Grèce souligne la volatilité de l'inflation observée par rapport aux prédictions d'une courbe de Phillips. On n'observe pas de tendance claire des résidus. On peut néanmoins identifier une période claire d'inflation manquante au tout début de l'échantillon (2000-2002), et une tendance à une désinflation manquante autour de la période 2003-2007. Comme pour le reste des pays, la crise financière de 2007 semble marquer le début d'une reconvergence des résidus de l'inflation prédite vers 0.

Pour chaque pays, l'ensemble des méthodes d'analyse des résidus cumulés semblent indiquer l'existence d'une période de reconvergence des fluctuations de l'inflation vers les prédictions de la courbe de Phillips après 2007. On observe ainsi que les résidus cumulés sont dans l'ensemble plus faibles après 2007. Les courbes basées sur un changement de la pente de la courbe de Phillips (« SubSamples » et « Interaction ») renforcent ce résultat. Contrairement aux conclusions de Coibion et Gorodnichenko (2015), nous ne trouvons pas de preuves empiriques fortes d'une désinflation manquante autour de la crise financière de 2007. Il apparaît néanmoins très clairement qu'avant cette date, l'inflation observée de ces pays dévie régulièrement et parfois fortement des prédictions d'une courbe de Phillips.

Un autre constat essentiel est que les périodes de déviation de l'inflation réalisée par rapport à l'inflation prédite ne coïncident pas d'un pays européen à l'autre. En écho avec ce que nous observions dans le tableau 2, les coefficients eux-mêmes diffèrent significativement d'un pays à l'autre, et la variation de la pente de la courbe de



Phillips d'un sous-échantillon à l'autre est relativement hétérogène. L'Allemagne s'isole nettement du reste du groupe avec une pente qui devient positive dans le second sous-échantillon, alors qu'elle reste ou devient négative pour tous les autres pays. La magnitude du changement de pente est particulièrement importante pour l'Espagne et l'Italie, relativement moins pour la France et la Grèce. La différence Nord-Sud est particulièrement visible au vu des coefficients de la France et de l'Allemagne qui ne sont pas significatifs sur le premier sous-échantillon. Cela illustre également la tendance à la reconvergence des comportements d'inflation après la crise. Cela révèle une forte hétérogénéité des comportements d'inflation relatifs aux contextes nationaux, et explique l'absence de tendance commune de l'inflation au niveau zone euro agrégé. Une des raisons de l'absence d'inflation ou désinflation manquante en zone euro semble donc être à chercher du côté des comportements différents d'inflation au niveau des pays.

### 3.3. Tests de robustesse

Nous testons la robustesse de nos résultats à une méthode d'estimation, des spécifications et des données alternatives. Ces tests sont présentés en annexe. Pour corriger de l'endogénéité potentielle, nous estimons la courbe de Phillips à l'aide d'un GMM, en utilisant deux lags des variables d'anticipations adaptatives et de taux de chômage comme instruments. Dans un second temps, nous corrigeons les erreurs standard d'une éventuelle hétéroscédasticité des résidus. Pour s'assurer de la pertinence de l'utilisation des anticipations d'inflation, nous testons dans un troisième temps notre modèle en contraignant le coefficient  $\beta$  (eq. 1) à 1 : de cette manière, la courbe de Phillips décrit directement la relation entre les surprises d'inflation et les cycles de l'activité réelle. Nous estimons ensuite la courbe de Phillips avec d'autres variables susceptibles de mesurer les pressions inflationnistes (variable  $x_t$  dans l'équation 1) :

- l'indice de la production industrielle,
- les heures travaillées,
- un indice de compensation salariale,
- les coûts salariaux unitaires.

Nous testons également l'hypothèse la plus couramment mise en avant par la littérature pour expliquer la désinflation manquante aux États-Unis en 2009-2010 : le biais de variable omise, et en particulier l'absence du prix du pétrole dans la courbe de Phillips. Nous incluons

donc dans l'équation (1) le logarithme du prix du pétrole. En effet, si l'indice des prix à la consommation sous-jacent exclut automatiquement les effets directs des variations des prix de l'énergie, il ne corrige pas des effets indirects sur les coûts de production. Enfin, nous vérifions que la pertinence de la courbe de Phillips à décrire les comportements d'inflation n'est pas améliorée en prenant en compte un décalage dans la transmission des tensions dans l'économie réelle aux variables nominales. Nous vérifions donc que les variations de l'inflation courante ne sont pas mieux expliquées par le taux de chômage des périodes précédentes. Nous estimons pour cela l'équation de la courbe de Phillips (1) avec des retards de 3, 6 et 12 mois du taux de chômage.

Les tests contrôlant les problèmes d'endogénéité (tableau A4) et d'hétéroscédasticité (tableau A5) montrent que nos résultats sont robustes dans la mesure où ni la valeur ni la significativité des coefficients, ni la valeur des  $R^2$  ne sont sensiblement modifiées. Le pouvoir explicatif d'une régression incluant les variations du prix du pétrole (tableau A10) est légèrement meilleur que dans le cas d'une régression classique, mais les résultats confirment la divergence Nord/Sud établie précédemment, avec des coefficients significatifs au seuil de 1 % pour l'Espagne, la Grèce et l'Italie seulement (ils sont nuls et non significatifs pour la France et l'Allemagne). Lorsque l'on impose au modèle de représenter les réponses des surprises d'inflation à l'activité réelle (tableau A6), les résultats sont qualitativement similaires (les coefficients ne sont plus significatifs mais les résidus sont globalement identiques aux résultats précédents). Lorsque l'on modifie la variable représentant l'activité réelle (tableaux A7, A8 et A9), les  $R^2$  ainsi que les coefficients restent dans les mêmes ordres de grandeur. Ces courbes de Phillips alternatives produisent des résidus similaires, ce qui suggèrent que nos résultats sont robustes.

#### 4. Conclusion

Nous testons dans cet article dans quelle mesure la courbe de Phillips permet de lier les évolutions de l'inflation et de l'activité réelle en Europe et plus particulièrement après 2009. En écho à la littérature sur les États-Unis, nous évaluons si le phénomène de « désinflation manquante » est également observable en zone euro. Il apparaît que le scénario d'une désinflation manquante après la crise financière de 2007-2009 ne s'applique pas dans le contexte européen. Ce phénomène n'est pas apparent sur données agrégées, où il semble n'y avoir

aucun écart entre l'inflation observée et l'inflation prédite par la courbe de Phillips.

Nos résultats montrent que cette apparente absence de déviation à la courbe de Phillips masque en réalité une forte hétérogénéité des comportements d'inflation au sein de la zone euro, qui semblent se compenser au niveau agrégé, et particulièrement marquée avant la crise de 2007. Chaque pays étudié présente de claires périodes d'inflation ou de désinflation manquante avant 2007, qui peuvent être résumées par une divergence Nord/Sud. En moyenne, les pays du Nord présentent des résidus faibles mais négatifs, indiquant une légère *inflation manquante*, tandis que les pays du Sud ont des résidus plus importants et plus souvent positifs, indiquant une *désinflation manquante*. Au vu des évolutions de la pente de la courbe de Phillips pays par pays, il apparaît néanmoins que contrairement aux États-Unis, la crise financière marque le début d'un ré-alignement des comportements d'inflation en zone euro vers une courbe de Phillips commune.

## Références

- Aaronson D., B. Mazumder et S. Schechter, 2010, « What is behind the rise in long-term unemployment? » *Economic Perspectives*, Q II, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Ball L. M. et S. Mazumder, 2011, « Inflation dynamics and the great recession », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 42, n° 1, pp. 337-405.
- Coibion O. et Y. Gorodnichenko, 2011, « Monetary policy, trend inflation, and the great moderation: An alternative interpretation », *American Economic Review*, vol. 101, n° 1, pp. 341-370.
- , 2015, « Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation », *American Economics Journal, Macroeconomics*, vol. 7, n° 1, pp. 197-232.
- Coibion O., Y. Gorodnichenko et J. Wieland, « The optimal inflation rate in new Keynesian models: Should central banks raise their inflation targets in light of the zero lower bound? » *Review of Economic Studies*, vol. 79, n° 4, pp. 1371-1407.
- Conti, A. M., S. Neri et A. Nobili, 2015, « Why is inflation so low in the euro area? » *Temi di Discussione Working Papers*, n° 1019, Banca d'Italia Eurosistema, juillet.
- Daly M. C., B. Hobijn A. Sahin et R. G. Valletta, 2012, « A search and matching approach to labor markets: Did the natural rate of unemployment rise? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 26, n° 3, pp. 3-26.

- Gaiotti E., 2010, « Has globalization changed the Phillips curve? Firm-level evidence on the effect of activity on prices », *International Journal of Central Banking*, vol. 6, n° 1, pp. 51-84.
- Gali J., M. Gertler et D. Lopez-Salido, 2001, « European inflation dynamics », *European Economic Review*, vol. 45, n° 7, pp. 1237-70.
- Gali J., M. Gertler, et D. Lopez-Salido, 2005, « Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Phillips curve », *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, n° 6, pp. 1107-1118.
- Gilchrist S., R. Schoenle J. Sim et E. Zakrajsek, 2015, « Inflation dynamics during the financial crisis », *Finance and Economics Discussion Series*, n° 2015-012, mars.
- Klenow P. J. et O. Kryvtsov, 2008, « State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent U.S. inflation? » *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, n° 3, pp. 863-904.
- Koop G., et L. Onorante, 2012, « Estimating Phillips curves in turbulent times using the ECB's survey of professional forecasters », *ECB Working Paper*, n° 1422, European Central Bank, février.
- Mavroeidis S., M. Plagborg-Moller et J. H. Stock, 2014, « Empirical evidence on inflation expectations in the new Keynesian Phillips curve », *Journal of Economic Literature*, vol. 52, n° 1, pp. 124-188.
- Nakamura E. et J. Steinsson, 2008, « Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, n° 4, pp. 1415-1464.
- Phillips A. W., 1958, « The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957 », *Economica*, vol. 25, n° 100, pp. 283-299, novembre.
- Riggi M. et F. Venditti, 2015, « Failing to forecast low inflation and Phillips curve instability: A Euro area perspective », *International Finance* 18(1) : 47-68.
- Rumler F., 2007, « Estimates of the open economy new Keynesian Phillips curve for euro area countries », *Open Economies Review*, vol. 18, n° 4, pp. 427-451.
- Simon J., T. Matheson et D. Sandri, 2013, « The dog that didn't bark: Has inflation been muzzled or was it just sleeping? », In *World Economic Outlook*, International Monetary Fund, avril.
- Stock J. H., 2011, *Discussion of Ball and Mazumder Inflation Dynamics and the Great Recession*, University of Chicago Press, pp. 195-246.
- Stock J. H. et M. W. Watson, 2008, « Phillips curve inflation forecasts », *NBER Working Paper*, n° 14322, National Bureau of Economic Research.

## ANNEXES

Tableau A1. Statistiques descriptives

Variable	Mean	Std. Dev.	N
ea_core	1,476	0,44	192
ea_exp12	1,946	0,679	192
ea_spf1y	1,692	0,258	192
ea_chomage	9,457	1,314	192
pétrole	19,727	38,299	192
de_core	1,027	0,489	192
fr_core	1,292	0,496	192
es_core	2,027	1,074	192
it_core	1,904	0,560	192
gr_core	1,936	1,86	192
de_exp12	1,576	0,664	192
fr_exp12	1,701	0,689	192
es_exp12	2,624	1,055	192
it_exp12	2,205	0,71	192
gr_exp12	2,764	1,493	192
de_chômage	7,88	1,821	192
fr_chômage	9,055	0,843	192
es_chômage	15,106	6,124	192
it_chômage	8,904	1,882	192
gr_chômage	13,663	6,497	192

Source : calculs des auteurs.

Tableau A2. Courbe de Phillips par pays – Variable d’interaction avec la crise

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) es_core	(4) it_core	(5) gr_core
exp12	0,30*** [0,05]	0,26*** [0,04]	0,45*** [0,04]	0,31*** [0,04]	0,34*** [0,05]
Chômage	-0,02 [0,04]	-0,40*** [0,06]	0,11*** [0,03]	0,07** [0,03]	-0,21*** [0,07]
Chômage*crise	0,11** [0,05]	0,19*** [0,06]	-0,17*** [0,03]	-0,19*** [0,03]	0,02 [0,07]
Crise	-0,52 [0,43]	-1,69*** [0,57]	1,19*** [0,40]	1,35*** [0,30]	-0,47 [0,77]
Constante	0,60* [0,35]	4,43*** [0,54]	0,16 [0,42]	0,83*** [0,28]	3,91*** [0,78]
N	192	192	192	192	192
R <sup>2</sup>	0,30	0,55	0,78	0,51	0,86

Note : Erreurs standards entre parenthesés. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .  
Régression MCO, anticipations adaptatives, variables d’interaction avant/après 2007m1.  
Source : calculs des auteurs.

Tableau A3. Courbe de Phillips par pays – 2 sous-échantillons

	(1) de_cor e	(2) de_cor e	(3) fr_core	(4) fr_core	(5) es_cor e	(6) es_core	(7) it_core	(8) it_core	(9) gr_cor e	(10) gr_core
exp12	0,44*** [0,10]	0,24*** [0,04]	0,71*** [0,10]	0,14*** [0,04]	0,51*** [0,12]	0,44*** [0,05]	0,69*** [0,14]	0,27*** [0,04]	0,98*** [0,11]	0,24*** [0,05]
Chômage	-0,04 [0,05]	0,10*** [0,03]	-0,11 [0,08]	-0,24*** [0,03]	0,13*** [0,04]	-0,06*** [0,01]	0,10*** [0,03]	-0,13*** [0,02]	-0,11* [0,06]	-0,21*** [0,01]
Constante	0,58 [0,41]	0,19 [0,20]	1,07 [0,87]	3,25*** [0,30]	-0,20 [0,76]	1,37*** [0,29]	-0,34 [0,48]	2,29*** [0,21]	0,82 [0,84]	3,96*** [0,32]
N	102	90	102	90	102	90	102	90	102	90
R <sup>2</sup>	0,16	0,33	0,63	0,60	0,15	0,63	0,22	0,56	0,49	0,89

Note : Erreurs standards entre parenthesés. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .  
Régression MCO – Sous-échantillons 1999m1-2007m10 et 2007m11-2014m12.  
Source : calculs des auteurs.

Tableau A4. GMM

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
<b>exp12</b>	0,33*** [0,04]	0,25*** [0,04]	0,36*** [0,04]	0,41*** [0,05]	0,35*** [0,06]
<b>Chômage</b>	-0,03** [0,01]	-0,28*** [0,03]	-0,08*** [0,02]	-0,09*** [0,01]	-0,21*** [0,01]
<b>Constante</b>	0,78*** [0,14]	3,41*** [0,28]	1,86*** [0,18]	2,36*** [0,25]	3,76*** [0,29]
<b>N</b>	190	190	190	190	190
<b>R<sup>2</sup></b>	0,22	0,52	0,32	0,69	0,86

Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Source : calculs des auteurs.

Tableau A5. Courbe de Phillips par pays – Contrôle pour l'hétéroscédasticité

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
<b>exp12</b>	0,32*** [0,04]	0,28*** [0,04]	0,33*** [0,04]	0,41*** [0,05]	0,34*** [0,06]
<b>Chômage</b>	-0,04** [0,02]	-0,26*** [0,03]	-0,08*** [0,02]	-0,09*** [0,01]	-0,20*** [0,01]
<b>Constante</b>	0,82*** [0,14]	3,19*** [0,28]	1,93*** [0,19]	2,37*** [0,26]	3,77*** [0,30]
<b>N</b>	192	192	192	192	192
<b>R<sup>2</sup></b>	0,23	0,53	0,32	0,69	0,86

Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Source : calculs des auteurs.

Tableau A6. Courbe de Phillips par pays – MCO contraint

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
<b>exp12</b>	1 [.]	1 [.]	1 [.]	1 [.]	1 [.]
<b>Chômage</b>	-0,01 [0,02]	0,04 [0,05]	-0,02 [0,03]	-0,04*** [0,01]	-0,09*** [0,01]
<b>Constante</b>	-0,50** [0,20]	-0,73* [0,43]	-0,10 [0,23]	-0,06 [0,15]	0,46*** [0,16]
<b>N</b>	192	192	192	192	192

Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Source : calculs des auteurs.

Tableau A7. Courbe de Phillips avec autres  $x_t$  – Allemagne et France

	(1) de_core	(2) de_core	(3) de_core	(4) de_core	(5) fr_core	(6) fr_core	(7) fr_core	(8) fr_core
exp12	0,31*** [0,05]	0,33*** [0,05]	0,34*** [0,05]	0,31*** [0,05]	0,42*** [0,04]	0,44*** [0,04]	0,35*** [0,04]	0,33*** [0,04]
Indpro	-0,01** [0]				-0,01* [0,01]			
Heures		-0,02 [0,05]				-0,05 [0,09]		
Salaires			-0,03 [0,04]				0,27*** [0,04]	
Coût				0,03* [0,02]				0,18*** [0,03]
Constante	0,57*** [0,08]	0,50*** [0,08]	0,53*** [0,09]	0,51*** [0,08]	0,57*** [0,08]	0,55*** [0,08]	0,04 [0,10]	0,40*** [0,08]
N	192	192	190	190	192	192	190	190
R <sup>2</sup>	0,23	0,21	0,21	0,22	0,40	0,39	0,49	0,46

Note : Erreurs standards entre parenthesés. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .  
Régression MCO avec IPI, heures travaillées, salaires ou CSU.  
Source : calculs des auteurs.



Tableau A8. Courbe de Phillips avec autres  $x_t$  – Italie, Espagne et Grèce

	(1) it_core	(2) it_core	(3) it_core	(4) it_core	(5) es_core	(6) es_core	(7) es_core	(8) es_core	(9) gr_core	(10) gr_core	(11) gr_core	(12) gr_core
<b>exp12</b>	0,47*** [0,05]	0,47*** [0,05]	0,43*** [0,05]	0,41*** [0,05]	0,75*** [0,05]	0,68*** [0,05]	0,67*** [0,06]	0,53*** [0,06]	0,98*** [0,06]	0,96*** [0,05]	0,74*** [0,05]	0,67*** [0,08]
<b>Indpro</b>	0,02*** [0,01]				0,06*** [0,01]				0,05*** [0,02]			
<b>Heures</b>		0,32*** [0,08]				0,35*** [0,05]				0,28*** [0,06]		
<b>Salaires</b>			0,15*** [0,02]				0,06* [0,03]				0,16*** [0,01]	
<b>Coût</b>				0,04*** [0,01]				0,14*** [0,02]				0,08*** [0,01]
<b>Constante</b>	0,88*** [0,12]	0,87*** [0,12]	0,67*** [0,12]	0,73*** [0,14]	0,11 [0,13]	0,16 [0,13]	0,13 [0,15]	0,38** [0,15]	-0,71*** [0,17]	-0,66*** [0,17]	-0,59*** [0,14]	-0,61*** [0,17]
<b>N</b>	192	192	190	181	192	192	190	190	192	192	190	190
<b>R<sup>2</sup></b>	0,30	0,31	0,37	0,31	0,60	0,61	0,51	0,58	0,63	0,66	0,77	0,66

Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .  
MCO avec IPI, heures travaillées, salaires ou CSU.

Source : calculs des auteurs.

Tableau A9. Courbe de Phillips par pays –  $x$  retardée

	(1) de_core	(2) de_core	(3) de_core	(4) fr_core	(5) fr_core	(6) fr_core	(7) it_core	(8) it_core	(9) it_core	(10) es_core	(11) es_core	(12) es_core	(13) gr_core	(14) gr_core	(15) gr_core
<b>exp12</b>	0,32*** [0,05]	0,31*** [0,05]	0,30*** [0,05]	0,20*** [0,04]	0,14*** [0,04]	0,19*** [0,04]	0,33*** [0,05]	0,33*** [0,05]	0,36*** [0,05]	0,41*** [0,05]	0,43*** [0,06]	0,50*** [0,06]	0,24*** [0,05]	0,17*** [0,06]	0,16* [0,08]
<b>Chômage<sub>t-3</sub></b>	-0,04** [0,02]			-0,33*** [0,04]			-0,08*** [0,02]			-0,09*** [0,01]			-0,22*** [0,01]		
<b>Chômage<sub>t-6</sub></b>		-0,05** [0,02]			-0,38*** [0,04]		-0,08*** [0,02]				-0,09*** [0,01]			-0,24*** [0,01]	
<b>Chômage<sub>t-12</sub></b>			-0,04** [0,02]			-0,35*** [0,03]			-0,06*** [0,02]			-0,08*** [0,01]			-0,26*** [0,02]
<b>Constante</b>	0,86*** [0,17]	0,90*** [0,17]	0,91*** [0,18]	3,89*** [0,38]	4,55*** [0,39]	4,19*** [0,33]	1,90*** [0,23]	1,89*** [0,24]	1,65*** [0,27]	2,31*** [0,25]	2,20*** [0,27]	1,82*** [0,28]	4,27*** [0,30]	4,65*** [0,35]	4,77*** [0,47]
<b>N</b>	189	186	180	189	186	180	189	186	180	189	186	180	189	186	180
<b>R<sup>2</sup></b>	0,23	0,22	0,17	0,56	0,60	0,58	0,31	0,30	0,28	0,68	0,67	0,65	0,86	0,84	0,79

Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Régression MCO avec  $x$  retardée de 3, 6 ou 12 mois.

Source : calculs des auteurs.

Tableau 10. Courbe de Phillips par pays avec prix du pétrole

	(1) de_core	(2) fr_core	(3) it_core	(4) es_core	(5) gr_core
<b>exp12</b>	0,30*** [0,05]	0,28*** [0,04]	0,30*** [0,04]	0,46*** [0,04]	0,34*** [0,05]
<b>Chômage</b>	-0,03 [0,02]	-0,26*** [0,03]	-0,09*** [0,02]	-0,06*** [0,01]	-0,19*** [0,01]
<b>Pétrole</b>	0,07 [0,07]	0 [0,04]	-0,37*** [0,05]	-0,55*** [0,08]	-0,34*** [0,09]
<b>Constante</b>	0,48 [0,36]	3,18*** [0,36]	3,46*** [0,27]	3,87*** [0,29]	4,91*** [0,40]
<b>N</b>	192	192	192	192	192
<b>R<sup>2</sup></b>	0,23	0,53	0,49	0,76	0,87

Note : Erreurs standards entre parenthèses. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Régression MCO, anticipations adaptatives sur 1 an, log du prix du pétrole.

Source : calculs des auteurs.



# ASYMMETRIC RESPONSES TO DIVIDEND ANNOUNCEMENTS

## A CASE FOR AMBIGUITY

**Yaovi Sélom Agbetonyo, Emmanuelle Fromont, Jean-Laurent Viviani**

*Centre de Recherche en Économie et Management (CREM)*

*Institut de Gestion de Rennes (IGR-IAE), Université de Rennes 1*

---

This paper investigates how changes in the macro-financial environment impact the way in which capital market prices react to dividend announcements. Using a sample of 841 dividend announcements by French companies belonging to the SBF 120 index, we examined the role of changes in the ambiguity (Knightian uncertainty) level around the announcement date (implied volatility – VCAC – is used as an empirical proxy for ambiguity) on the response of investors to a release of dividend information. Based on a global sample and applying interaction methodology, we found that, consistent with ambiguity theory, an increase in VCAC leads investors to place more weight on news of bad dividends than on news of good dividends. When the sample is split, depending on the VCAC sign, results are more complex. We actually obtained an important asymmetric impact between good and bad news for the larger window [-15; +15] but not for the smaller one [-1; +1]. Nevertheless, in this latter case, we observed that, consistent with the ambiguity explanation, the reaction to good (bad) news decreases (increases) dramatically when ambiguity increases, compared to when ambiguity decreases.

*Keywords:* Ambiguity, Dividend announcements, French market, Knightian uncertainty.

---

In this paper, we investigate how changes in the macro-financial environment affect the way in which capital market prices react to dividend announcements. More specifically, we posit that the nature and degree of environmental uncertainty has an impact on the way investors react to companies' dividend announcements. We draw on prior research that examines the distinction between two kinds of uncertainty: risk and ambiguity ("Knightian uncertainty", following Knight

(1921)). In ambiguous situations, investors face a set of several probability measures over uncertain states rather than a single measure, as traditionally used in finance theory. According to Brenner and Izhakian (2015), in equity markets, risk refers to conditions where future returns to be realized are unknown with given probabilities, while ambiguity refers to the situation where the probabilities associated with these possible realizations are unknown or not uniquely assigned. In the presence of ambiguity, Ellsberg (1961) shows that ambiguity-averse individuals take a conservative approach when making decisions. Their preferences can be modeled using the maxmin expected utility of Gilboa and Schmeidler (1989), meaning that they make their decisions on the basis of the worst-case scenario (see Chen and Epstein, 2002, and Nishimura and Ozaki, 2007) in the context of continuous finance. Jeong *et al.* (2015) examine the role of ambiguity in capital markets. Their results strongly suggest that a premium exists for bearing market uncertainty separate from the classical risk sources. They found that ambiguity aversion is both economically and statistically significant. Beyond the purely theoretical aspects, ambiguity seems to be present on capital markets and can be an important dimension to explain the reaction of stock prices to corporate financial decisions.

The idea that agent belief, and in particular an increase in ambiguity aversion, could be an important determinant of crises has already been put forward (Caballero and Krishnamurthy, 2008; Easley and O'Hara, 2010; Krishnamurthy, 2010). More generally, Barberis (2011) has proposed a synthesis of the relationship between the psychology of economic agents and the global financial crisis. Taking another perspective, Kozłowski *et al.* (2017) propose a belief-driven business cycle model where transitory shocks have large, persistent effects on real output. Following decision theory, the presence of ambiguity is the source of two kinds of misspecification: (i) model uncertainty conditional on the state, and (ii) uncertainty regarding the correct posterior distribution of the state itself. The first channel has been extensively studied in the literature (see Barillas, Hansen, and Sargent, 2009). However, following Benzoni *et al.* (2015) the second channel is less understood; this is why it is interesting to investigate in this direction. Uhlig (2010) and Dicks and Fulghieri (2018) highlight that the presence of uncertainty-averse investors exacerbates the fall of asset prices following a negative shock in the economy. Boyarchenko (2012) investigates the impact of ambiguity aversion on the U.S. financial crisis of 2007–2009.

Financial crises can increase the ambiguity of an environment because it takes time for investors to understand a new and unfamiliar situation and to interpret news disclosed by companies during these periods (Epstein and Schneider, 2007; Liu *et al.*, 2005). As a consequence of ambiguity aversion, investors will have an asymmetric response to good and bad news during these periods. They will consider that good news is unreliable and bad news is highly reliable. Following ambiguity theory, in periods of ambiguity market reaction to good (bad) news should be lower (higher) than in a traditional risky environment. The main distinctive characteristic of the presence of ambiguity is therefore the asymmetric response of investors to good and bad news.

It is well recognized that dividends convey information (the signaling hypothesis) and that capital markets react to dividend announcements, which implies that dividends contain information. Capital markets react favorably to good news (dividend increases) and adversely to bad news (dividend decreases). Dividend announcements are, therefore, good candidates for testing the asymmetric reaction of the market in case of ambiguity. The global financial crisis of 2007-2009 offers a recent example of a major shock to the macro-economic environment. It has generally been recognized that during this period uncertainty increased dramatically. This will allow us to compare market reaction to dividend announcements during periods of high and low uncertainty.

This paper makes four contributions to the dividend announcement literature. First, it provides evidence that, consistent with theories of ambiguity, a shock to the environment ambiguity (measured by an increase of implied volatility) leads investors to react asymmetrically to dividend news. Second, this study contributes to the scarce empirical literature on the role of the presence of ambiguity in capital markets. Consistent with the results of Anderson *et al.* (2009), Jeong *et al.* (2015) and Williams (2015), we suggest that ambiguity can affect market reactions to dividend announcements. Third, this study contributes to the corporate finance literature that examines how markets respond to corporate finance decisions by providing a new explanation for observed market reactions. Finally, our results help formulate managerial recommendations for the communication policy of companies concerning their dividend announcements in a context of a rise in ambiguity.

The paper is organized as follows. Section 1 presents a literature review on the impact of the economic and financial environment on the market reaction to dividend announcements. Section 2 discusses the methodology, variables and sample selection. Section 3 presents results and Section 4 concludes.

## **1. The role of economic and financial environments on market reactions to dividend announcements**

It has been well established, since the seminal studies of Charest (1978) and Aharony and Swary (1980), that dividends contain information about a company's future prospects, which explains why the market reacts to dividend announcements. The so-called signaling hypothesis, initially proposed by Lintner (1956) and Fama, Fisher, Jensen, and Roll (1969) and developed in theoretical models of dividend signaling by Bhattacharya (1979) and John and Williams (1985), states that a firm uses dividends as signaling devices to convey valuable information to the market. Markets react favorably to dividend increase announcements ("good news") and adversely to dividend decrease announcements ("bad news").

A small number of studies take into consideration the role of surrounding economic environments on corporate dividend policies and capital market reactions to these policies. In their survey, Frankfurter and Wood (2002, p.128) state: "Current models of corporate dividend policy by and large ignore behavioural and socioeconomic influences on managerial and shareholders activities". Economic and market conditions can be apprehended along two dimensions: the business cycle (market movements, bull and bear periods) and the degree of uncertainty. These two dimensions have an effect on the company situation (present and future profitability, credit availability and external financing costs) and on the relationship between the company and its shareholders (degree of information asymmetry, agency costs, market sentiment) that in turn can affect the dividend policy of companies and the market reactions to this policy. Veronesi (1999) provides a rational expectation model explaining why firm-specific news that goes against the grain of the recent market direction increases investor uncertainty about the future course of events, causing investors to discount the new information at a higher rate. As a consequence, bad news will generate a larger negative reaction when disclosed in good times than in bad times. Docking and Koch (2005)



build on the framework of Veronesi (1999) by suggesting that market volatility can also have an influence on how investors perceive firm-specific news. They suppose a symmetric market reaction: good or bad news generates a greater investor reaction if announced in a more volatile market. In the same vein, Choi (2014) shows that variation in economy-wide uncertainty causes asymmetric stock price responses to firm earnings surprises.

Going beyond rational expectation models, a body of literature deals with the way general investors' sentiment influences stock market reactions to price-sensitive information disclosures. Brown *et al.* (2011) propose that during optimistic periods investors will evaluate managers' disclosures less rigorously and that they will be more meticulous during pessimistic periods. In the same vein, Sankaraguruswamy and Mian (2008) conclude that investors appreciate (penalize) good (bad) news more during optimistic (pessimistic) periods. As we can imagine, since optimistic or pessimistic periods are highly correlated with the general conjuncture, behavioural models can also explain the link between the environment and the market reaction to company-specific information.

The global financial crisis of 2007-2009 offers a unique opportunity to analyze the impact of an environmental shock on the way that investors process information disclosed by companies. The economic and financial shock caused investors to lose confidence in their interpretation of the implications of dividend signals. In this kind of ambiguous environment, and following ambiguity theory, investors should respond more strongly to bad news than to good news, contrary to risky situations where the response is symmetric to dividend announcements.

There are numerous empirical studies that examine stock price reactions to dividend announcements, but very few investigate the impact of environmental characteristics on this relation. Below and Johnson (1996) have examined the differential reaction to dividend announcements with respect to market phases (bear or bull). Their empirical results supported their assumption that investors' expectations vary with market phases. More information is conveyed when the dividend and market variation signs are in opposite directions. Docking and Koch (2005) have tested the impact of the market's past volatility on market reaction to dividend announcements. They found a positive (but non-significant) symmetric reaction of abnormal returns to market volatility.

Akron (2011) examined the impact of business cycles on the market reaction to dividend announcements of large-cap firms in the Tel Aviv Stock Exchange. He found that market reaction was stronger during the crisis period of 2001-2002, compared to the normal or booming period of 2002-2007. However, he did not make the distinction between increasing and decreasing dividends ("good" and "bad" news). His explanation was that dividend announcements in crisis periods might be perceived as a very good signal of company performance.

Bozos *et al.* (2011) also found significant interaction between economic conditions and the information contents of dividends. They explicitly tested the possibility of asymmetrical dividend signaling effects between normal periods and the 2007-2009 crisis period. They found that market reaction is greater, whatever the sign of the variation of dividends, in periods of crisis or when investor sentiment is pessimistic. Contrary to the ambiguity explanation, they did not find the presence of an asymmetric response to the market.

## 2. Empirical framework

The purpose of our empirical research was to test the influence of market uncertainty (shocks to the economic and financial environment on market reactions to dividend announcements) on investor responses following dividend announcements. According to ambiguity theory, macro shocks can lead investors to operate in an uncertain environment, which can influence their responses to corporate information disclosure (Drechsler, 2013; Illeditsch, 2011; Hansen and Sargent, 2010; Epstein and Schneider, 2007, 2008; Liu *et al.*, 2005). The results of Williams (2015) also point out that the differentiated responses of investors to earnings surprises depend on the magnitude of changes in ambiguity. In order to measure the degree of ambiguity, we used the weighted average implied volatility for the French market (VCAC). The VCAC is the French equivalent of the US VIX. As suggested by the results of Bloom (2009), Drechsler (2013) and Miao, Wei and Zhou (2012), the change in the implied volatility for options would be an accurate empirical proxy of the time-variation in ambiguity.

Inspired by the methodology of Conrad *et al.* (2002) and Williams (2015), we implemented a model able to appreciate differential responses to increases in the dividend rate ( $\Delta^- Div$ ) and decreases in the dividend rate ( $\Delta^+ Div$ ).

## 2.1. Data

Our sample consists in dividend announcements of French firms listed on the SBF 120 over the period from January 2004 to December 2012. Only events and firms with a complete set of financial variables were included. Companies without cash dividend payments or with zero trading during the estimation window  $[-265; +15]$  were also excluded from the sample, leading to a sample of 112 French companies. Finally, we compiled a sample of 841 cash dividend announcements. We obtained information in relation to dividend announcements from Bloomberg. Information about market data, accounting/financial data and the VCAC were extracted from the Datastream database. As shown in Table 1, the number of dividend announcements increased during the period. We also observed that the number of dividend increases decreased dramatically because of the crisis (from 82 in 2008 to 38 in 2009 and then 43 in 2010); in contrast, the number of stable or decreasing dividends rose.

Table 1. Descriptive statistics on dividend announcements

Years	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Total
Number of announcements	78	82	87	96	98	95	96	105	104	841
Div. increase	53	72	73	80	82	38	43	70	57	568
Div. decrease	8	4	7	6	7	28	19	12	16	107
Stable Div.	17	6	7	10	9	29	34	23	31	166

Source: Authors.

## 2.2. Methodology

Classically, the reaction of capital markets is measured by using event study methodology. The initial data are in the form of closing prices of the stocks and closing values of the market index. The daily return of a stock  $i$  at day  $t$  is the percentage change in closing price over two successive days  $R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}}$  where  $R_{it}$  is the daily return of stock  $i$  at day  $t$ , while  $P_{it}$  is the closing price of stock  $i$  at day  $t$ .  $P_{it-1}$  is the closing price of stock  $i$  at day  $t-1$ . Abnormal returns of stock  $i$  ( $AR_{it}$ ) are computed with the market model. The market model equation assumes a linear relationship between the daily returns of a particular security and the market returns over a period.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i RM_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Parameters of the market model ( $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ ) are estimated by using OLS regression techniques to 250 daily returns on the control window

$[-265; -16]$ <sup>1</sup> before the announcement date  $t$  (see equation 1). The SBF 120 index is used as the proxy for the market returns ( $RM$ ).

Thus, the unsystematic/abnormal returns during the event period  $(t-k, t+k)$ , with  $t = 0$  the day of the event (dividend announcement) and  $k$ , the number of days around the day of the event, is obtained from the following equation:

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i RM_t) \quad (2)$$

In order to detect if the stock return behaviour inside the window is significantly different from that in other periods, we compute the Cumulative Abnormal Returns ( $CAR_{it}$ ) using the formula:

$$CAR_{it} = \sum_{k=-k}^t AR_{it} \quad (3)$$

The choice of different window widths,  $k$ , is a means to better understand the way market investors process information. Do they anticipate public information (negative  $k$ ) or not? At what speed is the information incorporated in the new equilibrium price? We choose a short length window  $[-1; +1]$  in order to isolate the reaction of the market to the specific event under consideration (dividend announcement), and a longer one  $[-15; +15]$  that suffers from the risk that investors react to the arrival of other information, but let us observe how the reaction of investors evolves in time.

The influence of uncertainty on the behaviour of stock return should be isolated from other potential causal factors. To get a better insight into the factors that influence the observed abnormal returns surrounding dividend announcements, we performed a cross-sectional analysis. Specifically, the idea consists in examining whether a lack of information (the presence of ambiguity) exacerbates the asymmetric effects of ambiguity. The estimated eight-factor model took the following form:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta^+ Div_{it} + \beta_2 \Delta^- Div_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 D_{pre} + \beta_5 Spread + \beta_6 Risk + \beta_7 \Delta TVol + \beta_8 VCAC + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Where,  $CAR_{it}$ , estimated from equation 3, corresponds to the cumulative abnormal return for a firm  $i$  (over a specific time window) around the date of dividend announcement  $t = 0$ .

1. A period of 250 days ending 15 days before the announcement. Rippington and Taffer (1995) recommend considering a long estimation period in order to mitigate the impact of disturbing events on the determination of estimators.

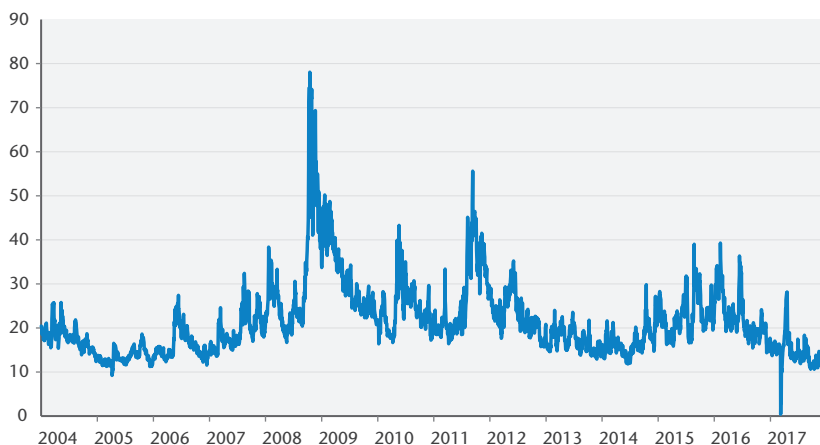
Like Williams (2015) and also Dasilas and Leventis (2011) who studied the market reaction, respectively, to earnings news and dividend announcements in a situation of ambiguity, several control variables were included. It is well known that the larger the firm, the more information is available about its quality. This helps to reduce the level of information asymmetry about its value (Mougoué and Rao, 2003; Dhanani, 2005). Then, the firm size should be negatively related to the market reaction. The *Size* variable, estimated by the market value of the firm's equity at the end of year just before the dividend announcement date  $t$ , enabled us to bypass the coefficient bias highlighted by Barth and Kallapur (1996). We control for the influence of past dividend payouts, using the amount of the prior year's annual dividend, since this performance is expected to affect market reaction. As regards the  $D_{pre}$  factor, it incorporates information about the firm's dividend level over the prior year. We know (Dow and Werlang, 1992; Epstein and Schneider, 2007; Williams, 2015) that the presence of ambiguity should create a wedge between the price agents are willing to pay to go long in an asset (ask price) and the price agents are willing to pay to go short (bid price). This increase in ambiguity (increased spread) reduces market participation by ambiguity-averse investors and the investors' reluctance reverses, as the ambiguity shock is resolved. This implies that the observed behaviour of ambiguity-averse traders depends on how quickly and completely they obtain the relevant missing information that is the underlying driver of the ambiguity. The *Spread* variable represents the bid-ask spread estimated over the retained time window, which we considered as a proxy for the asymmetry of information in the market. Following Ghosh and Woolridge (1988) and Ball and Kothari (1991) or, more recently, Dasilas and Leventis (2011), we introduced the *Risk* variable to mitigate the effects implied by the level of the firm's market betas before the announcement date. Following these authors, systematic risk can be seen as a measure of expected profitability. In consequence, higher betas should be associated with higher abnormal returns. Moreover, following Carroll and Fock (1995), the estimation of betas using OLS could be biased, leading to under/over estimation of abnormal returns. These market betas are calculated by using the market model over the (control window) 250 days before the event (*see comments of equation 1*). Following Beaver (1968), Dow and Werlang (1992), Epstein and Schneider (2007) and Williams (2015), in the context of ambiguity or earnings news, and Richardson, Sefcick, and Thompson

(1986), Gurgul, Mestel, and Schleicher (2003) and Dasilas and Leventis (2011), in the specific context of dividend announcements, and to test this conjecture, we decided to introduce the variation in the trading volume over the dividend announcement event window ( $\Delta TVol$ ) as a proxy for the change in the amount of information available in the market following the event. All these prior studies have shown that trading volume is associated with information arrival and that it is related to the level of ambiguity in environments. Finally, we incorporated the VCAC index over the event window in order to control for the magnitude of the uncertainty on the firm's return. The variation of VCAC estimated over the event window was used to capture the change in uncertainty about the arrival of information due to the dividend announcement. Previous studies have suggested that the degree of uncertainty can influence management behaviour (Houston, Lev, and Tucker, 2010; Kim, Pandit, and Wasley, 2010). As a consequence, the time windows we investigated constitute a small number of days  $[-1; +1]$ ;  $[-15; +15]$ , in order to limit the ability of the management to respond to the shock and therefore to mitigate the impact of ambiguity. By this method, we tried to mitigate concern that the results are driven by managerial incentives to alter the dividend signal in response to the uncertainty shock.

As illustrated in Figure 1, which presents the evolution of VCAC from 2004 to the end of 2017, a huge increase in uncertainty can be observed in 2008 and 2009. As a consequence, this sharp growth in ambiguity is also identified in Figures 2 and 3, which show, respectively, the 2 307 historical variations of the VCAC on the time window  $[-15; +15]$  over the study period and the 841 variations of the VCAC retained in the regression considering the dividend announcement dates.

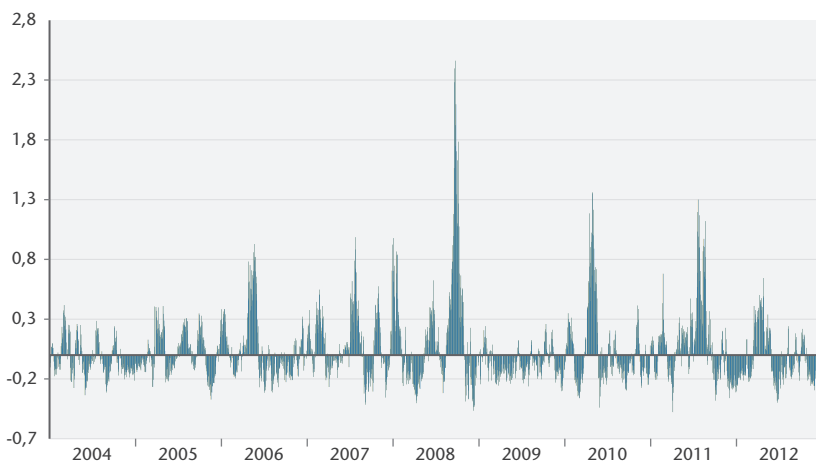
As explained above, we made the choice to evaluate the potential impact of uncertainty on abnormal returns by partitioning our sample based on changes in the VCAC. Therefore, we implemented our model on each VCAC partition estimated, first, from increases in the VCAC ( $\Delta^+ VCAC$ ) and decreases in the VCAC ( $\Delta^- VCAC$ ) and, second, from quintiles of changes in the VCAC. This last partition aims to check if the largest changes in ambiguity, which are more likely associated with uncertain environments, modify investors' reactions when facing an increase or a decrease in the dividend rate.

**Figure 1. Evolution of the VCAC index from January 2004 to December 2017**



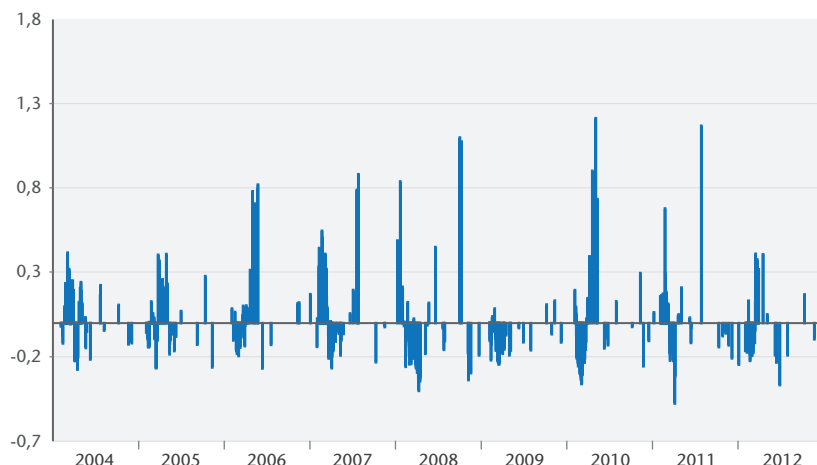
Source: Authors.

**Figure 2. Historical variation of the VCAC on the time window [-15; +15] over the study period (N = 2 307 observations)**



Source: Authors.

**Figure 3. Variation of the VCAC retained in the regression on the time window [15; +15] around the date of dividend announcement (N = 841 observations)**



Source: Authors.

The choice to partition the sample can also be justified from the descriptive statistics presented in Table 2. Over the two specific event windows, we noticed that the distributions of  $CAR$  were significantly different within each  $VCAC$  partition ( $\Delta^+ VCAC$  and  $\Delta^- VCAC$ ), suggesting that investor responses to dividend announcements depend on the change in uncertainty. The mean returns were significantly higher when the ambiguity decreased. Whereas the means of  $CAR$  were 0.0165 and 0.0095 in the  $\Delta^- VCAC$  partition, respectively, over windows  $[-15; +15]$  and  $[-1; +1]$ , they were only -0.0019 and 0.0023 in the  $\Delta^+ VCAC$  partition. Because the distributions of  $\Delta^+ Div$  and  $\Delta^- Div$  are statistically similar across  $\Delta^- VCAC$  and  $\Delta^+ VCAC$ , it seems that investors react less strongly to the announcement of a decrease in the dividend amount when uncertainty decreases.

To investigate if problems of collinearity could affect the results, Pearson correlation coefficients for each window and sub-samples ( $\Delta^- VCAC$  and  $\Delta^+ VCAC$ ) are presented in Tables 3 and 3b, which are completed by the VIF (Variance Inflation Factor) analysis exposed in Table 3c. Except for *Risk* and *VCAC* factors, one can see that correlations between independent variables are low, whatever the signs of *VCAC* variation and the length of the window. In order to appreciate the potential problem of multicollinearity between *Risk* and *VCAC* variables that can affect the relevance of regression results, the measure of



the VIF was implemented on the different partitions. Table 3c highlights the absence of multicollinearity between independent variables. In accordance with recommendations issued by Chatterjee *et al.* (2000), each variable has a VIF that is widely lower than 10, and the average VIF across all variables is also under 2. Consequently, we can consider including them simultaneously in a regression without introducing bias in estimated regression coefficients.

**Table 2. Descriptive statistics of variables across  $\Delta^-$  VCAC and  $\Delta^+$  VCAC**

Event window [-15; +15]							
	$\Delta^-$ VCAC (N = 519)		$\Delta^+$ VCAC (N = 322)		Difference		
	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.	t	Pr >  t	Mann-Whitney test (U)
CAR	0.0165	0.0971	-0.0019	0.0851	0.0184	***	91 269 **
$\Delta^+$ Div	0.0063	0.0326	0.0050	0.0109	0.0013		79 651
$\Delta^-$ Div	-0.0044	0.0226	-0.0025	0.0113	-0.0019		81 299
Size	8.4174	1.3646	8.6076	1.3604	-0.1902	*	69 983 *
$DIV_{pre}$	1.1982	1.1126	1.2064	1.1315	-0.0082		67 512 **
Spread	0.0883	0.4051	0.0452	0.4281	0.0431		91 309 **
Risk	0.0207	0.0076	0.0183	0.0067	0.0024	*	99 552 ***
$\Delta TVol$	-0.1181	1.2464	0.1161	1.0050	-0.2342	*	71 920 ***
VCAC	735.1191	278.0227	631.8255	209.1598	103.29	*	106 251 ***

Event window [-1; +1]							
	$\Delta^-$ VCAC (N = 505)		$\Delta^+$ VCAC (N = 336)		Difference		
	Mean	Std Dev.	Mean	Std Dev.	t	Pr >  t	Mann-Whitney test (U)
CAR	0.0095	0.0503	0.0023	0.0444	0.0072	**	82 274 *
$\Delta^+$ Div	0.0059	0.0085	0.0054	0.0432	0.0005		81 974
$\Delta^-$ Div	-0.0042	0.0223	-0.0030	0.0128	-0.0012		82 895
Size	8.4746	1.3671	8.5158	1.3643	-0.0412	*	75 220 *
$DIV_{pre}$	1.2756	1.1652	1.1621	1.0388	0.1134	**	71 822 **
Spread	0.0150	0.1780	0.0071	0.0096	0.0080		85 319
Risk	0.0200	0.0072	0.0194	0.0075	0.0006		90 786 *
$\Delta TVol$	0.3378	1.1643	0.5209	1.1782	-0.1831	**	79 861 *
VCAC	65.7328	24.3156	69.4102	27.2735	-3.6774	*	77 196 **

\*\*\*, \*\* and \* means significant respectively at the 1% level, 5% level and 10% level.

Table 3a. Pearson correlation coefficients across  $\Delta - VCAC$  and  $\Delta + VCAC$ 

$\Delta - VCAC$	CAR [-1; +1]	$\Delta + VCAC$	$\Delta - VCAC$	Size	$Div_{pre}$	Spread	Risk	$\Delta TVol$	VCAC
CAR [-1; +1]	1	0.053	-0.050	-0.077	-0.045	-0.064	0.105	0.038	0.078
$\Delta + Div$	0.053	1	0.109	-0.106	-0.054	0.005	-0.026	0.035	-0.130
$\Delta - Div$	-0.050	0.109	1	0.088	-0.164	0.004	-0.208	0.042	-0.280
Size	-0.077	-0.106	0.088	1	0.145	0.045	-0.138	-0.039	-0.074
$Div_{pre}$	-0.045	-0.054	-0.164	0.145	1	0.005	0.048	-0.019	0.103
Spread	-0.064	0.005	0.004	0.045	0.005	1	0.044	0.033	-0.005
Risk	0.105	-0.026	-0.208	-0.138	0.048	0.044	1	0.066	0.604
$\Delta TVol$	0.038	0.035	0.042	-0.039	-0.019	0.033	0.066	1	-0.007
VCAC	0.078	-0.130	-0.280	-0.074	0.103	-0.005	0.604	-0.007	1

$\Delta + VCAC$	CAR [-1; +1]	$\Delta + VCAC$	$\Delta - VCAC$	Size	$Div_{pre}$	Spread	Risk	$\Delta TVol$	VCAC
CAR [-1; +1]	1	0.028	0.071	-0.061	0.017	-0.033	-0.039	0.011	-0.102
$\Delta + Div$	0.028	1	0.042	-0.052	-0.013	0.004	-0.070	0.089	-0.005
$\Delta - Div$	0.071	0.042	1	-0.051	-0.291	-0.011	-0.392	-0.029	-0.276
Size	-0.061	-0.052	-0.051	1	0.169	-0.500	-0.048	0.025	0.062
$Div_{pre}$	0.017	-0.013	-0.291	0.169	1	-0.045	0.145	0.004	0.254
Spread	-0.033	0.004	-0.011	-0.500	-0.045	1	-0.021	-0.036	0.001
Risk	-0.039	-0.070	-0.392	-0.048	0.145	-0.021	1	-0.087	0.593
$\Delta TVol$	0.011	0.089	-0.029	0.025	0.004	-0.036	-0.087	1	-0.074
VCAC	-0.102	-0.005	-0.276	0.062	0.254	0.001	0.593	-0.074	1

Table 3b. Pearson correlation coefficients across  $\Delta^-$  VCAC and  $\Delta^+$  VCAC

$\Delta^-$ VCAC	CAR [-15; +15]	$\Delta^+$ VCAC	$\Delta^-$ VCAC	Size	$Div_{pre}$	Spread	Risk	$\Delta$ TVol	VCAC
CAR [-15; +15]	1	-0.025	-0.057	-0.153	-0.011	0.045	0.065	-0.061	0.061
$\Delta^+$ Div	-0.025	1	0.038	-0.055	-0.022	-0.004	-0.062	0.030	-0.037
$\Delta^-$ Div	-0.057	0.038	1	0.076	-0.206	-0.022	-0.230	0.033	-0.246
Size	-0.153	-0.055	0.076	1	0.147	-0.175	-0.103	0.014	0.013
$Div_{pre}$	-0.011	-0.022	-0.206	0.147	1	-0.005	0.095	0.005	0.166
Spread	0.045	-0.004	-0.022	-0.175	-0.005	1	0.035	0.003	0.000
Risk	0.065	-0.062	-0.230	-0.103	0.095	0.035	1	0.051	0.594
$\Delta$ TVol	-0.061	0.030	0.033	0.014	0.005	0.003	0.051	1	-0.004
VCAC	0.061	-0.037	-0.246	0.013	0.166	0.000	0.594	-0.004	1

$\Delta^+$ VCAC	CAR [-15; +15]	$\Delta^+$ VCAC	$\Delta^-$ VCAC	Size	$Div_{pre}$	Spread	Risk	$\Delta$ TVol	VCAC
CAR [-15; +15]	1	0.046	0.040	0.045	0.142	-0.009	-0.014	-0.025	-0.006
$\Delta^+$ Div	0.046	1	0.102	-0.047	-0.031	0.023	-0.040	0.067	-0.048
$\Delta^-$ Div	0.040	0.102	1	-0.044	-0.189	-0.024	-0.346	0.023	-0.247
Size	0.045	-0.047	-0.044	1	0.186	-0.034	-0.071	0.013	0.022
$Div_{pre}$	0.142	-0.031	-0.189	0.186	1	-0.058	0.049	0.007	0.170
Spread	-0.009	0.023	-0.024	-0.034	-0.058	1	0.024	0.070	-0.011
Risk	-0.014	-0.040	-0.346	-0.071	0.049	0.024	1	-0.035	0.574
$\Delta$ TVol	-0.025	0.067	0.023	0.013	0.007	0.070	-0.035	1	-0.027
VCAC	-0.006	-0.048	-0.247	0.022	0.170	-0.011	0.574	-0.027	1

Table 3c. Multicollinearity test: Variance Inflation Factor (VIF)

Statistic	[-15 ; + 15]				[-1 ; + 1]			
	$\Delta - VCAC$		$\Delta + VCAC$		$\Delta - VCAC$		$\Delta + VCAC$	
	Tolerance	VIF	Tolerance	VIF	Tolerance	VIF	Tolerance	VIF
$\Delta + Div$	0.990	1.010	0.963	1.038	0.959	1.043	0.981	1.020
$\Delta - Div$	0.890	1.124	0.781	1.281	0.885	1.130	0.783	1.277
<i>Size</i>	0.919	1.088	0.930	1.076	0.935	1.070	0.708	1.412
<i>Div<sub>pre</sub></i>	0.918	1.090	0.810	1.234	0.943	1.061	0.857	1.167
<i>Spread</i>	0.969	1.032	0.960	1.042	0.993	1.007	0.737	1.356
<i>Risk</i>	0.624	1.603	0.625	1.599	0.617	1.621	0.568	1.762
$\Delta TVol$	0.992	1.008	0.975	1.026	0.988	1.012	0.978	1.023
<i>VCAC</i>	0.621	1.609	0.674	1.484	0.597	1.674	0.610	1.640
Number of VIF $\geq 10$	0		0		0		0	
Average of VIF	1.196		1.222		1.202		1.332	
Multicollinearity	No		No		No		No	

### 3. Results

Table 4 reports the results of the pooled OLS regressions of cumulative abnormal returns on the change of dividend and with control variables over the period 2004–2012 (*given by Equation (4)*) for the two subsamples partitioned by  $\Delta^+ VCAC$  (increase in ambiguity) and  $\Delta^- VCAC$  (decrease in ambiguity) over the event windows  $[-15; +15]$  and  $[-1; +1]$ . It should be noted that stable dividends were randomly and equally allocated into the two independent variables  $\Delta^+ Div$  and  $\Delta^- Div$ .

**Table 4. Investor reactions to dividend changes following changes in uncertainty**

	$\Delta^- VCAC$				$\Delta^+ VCAC$			
	$[-15; +15]$	$Pr >  t $	$[-1; +1]$	$Pr >  t $	$[-15; +15]$	$Pr >  t $	$[-1; +1]$	$Pr >  t $
	(N=519    $R^2=11.2\%$ )		(N=505    $R^2=10.5\%$ )		(N=322    $R^2=9.9\%$ )		(N=336    $R^2=10.1\%$ )	
$\Delta^+ Div$	-0.0817	**	0.3412	***	0.3638	***	0.0253	**
$\Delta^- Div$	-0.1207	**	-0.0824	***	0.4467	***	0.2423	**
<i>Size</i>	-0.0107	*	-0.0017	*	0.0021	*	-0.0032	*
<i>DIV<sub>pre</sub></i>	-0.0004	*	-0.0021	*	0.0100	*	0.0033	*
<i>Spread</i>	0.0044	*	-0.0187	*	-0.0044	*	-0.3539	***
<i>Risk</i>	0.2374	**	0.5429	***	-0.1006	**	0.2713	**
$\Delta TVol$	-0.0045	**	0.0014	*	-0.0037	*	0.0002	*
<i>VCAC</i>	0.0010	*	0.0011	*	-0.0011		-0.0012	*
<b>Asymmetry between <math>\Delta^+ Div</math> and <math>\Delta^- Div</math></b>								
	0.0390		0.4235		0.0829		0.2171	

\*\*\*, \*\* and \* means significant respectively at the 1% level, 5% level and 10% level.

The two first columns estimate the investors' reactions to dividend announcements following decreases in the uncertainty ( $\Delta^- VCAC$ ). Results show that the  $\Delta^+ Div$  and  $\Delta^- Div$  coefficients are both different from zero, whatever the event window considered. We also noticed that the difference in the coefficient of these factors is much lower in the event window  $[-15; +15]$  (0.0390) than in the event window  $[-1; +1]$  (0.4235). So, because the distributions for  $\Delta^+ Div$  and  $\Delta^- Div$  are statistically similar across  $\Delta^+ VCAC$  and  $\Delta^- VCAC$  and across the two event windows, we can consider that this difference is mainly due to a positive stronger reaction to an increase in dividend over the shorter event window. Whereas the  $\Delta^+ Div$  coefficient is, as expected, largely positive (0.3412) over the event window  $[-1; +1]$ , it becomes weakly negative (-0.0817) over the event window  $[-15; +15]$ . This could highlight the absence of continuity in the reaction to the divi-

dend announcements. It is possible that the market overreacts to the announcement date and corrects afterwards. Finally, we noticed that the  $\Delta\text{-Div}$  coefficient appears negative over the two event windows (-0.1207 and -0.0824). This means that, in a less ambiguous environment, investors would not sanction a company having announced a decrease in dividends.

The last two columns in Table 4 show investors' responses to changes in dividends following an increase in the ambiguity ( $\Delta\text{+VCAC}$ ). As in the partition  $\Delta\text{-VCAC}$ , the  $\Delta\text{+Div}$  and  $\Delta\text{-Div}$  coefficients are also significant over the two event windows. Results indicate that investors' reactions are not symmetric over the two partitions. For example, over the event window [-15; +15], the difference in the reactions is twice as high in the  $\Delta\text{+VCAC}$  partition (0.0829) as in  $\Delta\text{-VCAC}$  (0.0390). These results would tend to indicate that over a long event window [-15; +15], a rise in the ambiguity implies an increased difference between the responses to a positive and negative variation in dividends. These findings are consistent with ambiguity theory. Like Williams (2015), they enable us to illustrate the consequences of an increase in uncertainty, which make investors act differently when facing bad or good news (increases or decreases in dividends).

Over the event window [-1; +1], the situation is reversed. We noticed that the difference between the  $\Delta\text{+Div}$  and  $\Delta\text{-Div}$  coefficients decreases from 0.4235 to 0.2171 when ambiguity rises. Essentially, this drop is a consequence of a high decrease in the  $\Delta\text{+Div}$  coefficient from 0.3412 in the  $\Delta\text{-VCAC}$  to 0.0253 in the  $\Delta\text{+VCAC}$ . That means that in the days close to the announcement date, investors react less strongly to an increase in dividends following a rise in ambiguity. By contrast, the  $\Delta\text{-Div}$  coefficient in the  $\Delta\text{+VCAC}$  partition (0.2423) suggests a stronger reaction to negative changes in dividends following an increase in ambiguity. In an ambiguous environment, abnormal returns calculated over the event window [-1; +1] would increase weakly (decrease strongly) with a positive (negative) variation in dividends. When comparing the two event windows, it appears that over a short event window [-1; +1], investors respond less strongly to dividend announcements following a rise in ambiguity.

As a robustness check, we explicitly introduce stable dividends in the analysis (see table A1 in the appendix). We observe that there is a negative but not statistically significant reaction of stock prices to stable dividend announcements. More importantly, the introduction of

stable dividends does not significantly affect the results on the impact of dividends increases or decreases on cumulated abnormal returns.

We attempted to estimate also whether the major changes in the *VCAC* influence investor responses. Table 5 shows the results of pooled OLS regressions from the model given by Equation (4) estimated within the extreme  $\Delta VCAC$  quintiles. We assumed that the 1st and the 5th quintiles are more likely associated with a significant change in uncertainty than the central quintiles. The implementation of the T-test and the Z-test indicates that the distributions for the  $\Delta + Div$  and  $\Delta - Div$  are not statistically different across the 1st and the 5th quintiles over the two event windows. On the event window  $[-15; +15]$  ( $[-1; +1]$ ), the mean of change in the *VCAC* is -6.8 (-3.34) percent for the 1st quintile and 6.28 (2.93) percent for the 5th quintile.

**Table 5. Investor responses to dividend changes following major changes in uncertainty**

	[-15; +15]		[-1; +1]	
	1st quintile	5th quintile	1st quintile	5th quintile
	(N=168    R <sup>2</sup> =10.3%)	(N=168    R <sup>2</sup> =9.6%)	(N=168    R <sup>2</sup> =11.7%)	(N=168    R <sup>2</sup> =9.8%)
$\Delta + Div$	-0.032 **	0.609 **	0.864 ***	0.017 *
$\Delta - Div$	-0.051 *	0.547 **	-0.038 *	-0.181 *
<i>Size</i>	-0.016	0.004	-0.001	-0.002
<i>DIV<sub>pre</sub></i>	-0.006 *	0.016	-0.006	0.007 *
<i>Spread</i>	-0.005	-0.002	-0.022 *	-0.592 **
<i>Risk</i>	0.706 **	1.126 **	-0.360 **	-0.004
$\Delta TVol$	-0.014 *	-0.006	0.003	0.008 *
<i>VCAC</i>	0.002 *	0.000	0.000	-0.001
<i>Mean <math>\Delta VCAC</math></i>	-6.80	6.28	-3.34	2.93
<b>Asymmetry between <math>\Delta + Div</math> and <math>\Delta - Div</math></b>				
	0.020	0.062	0.902	0.198

\*\*\*, \*\* and \* means significant respectively at the 1% level, 5% level and 10% level.

The results in Table 5 show that over the event window  $[-15; +15]$ , the difference between the  $\Delta + Div$  and  $\Delta - Div$  coefficients is three times lower in the 1st quintile (0.020) than in the 5th one (0.062). This asymmetry in investor responses is therefore higher by using the 5th quintiles than across the  $\Delta - VCAC$ . These findings are consistent with the fact that significant changes in uncertainty imply a more differentiated response to a rise or a drop in dividends. By contrast, over the

event window [-1; +1], the difference is higher in the 1st quintile than in the 5th quintile. At first glance, these results could tend to indicate that investor responses around the announcement date [-1; +1] tend to be less differentiated following an increase in ambiguity. But, in fact, we can see that, in coherence with ambiguity theory, reaction to good news is much weaker when ambiguity rises than when ambiguity falls. And conversely, the reaction of the market is stronger for bad news.

Finally, in order to check the robustness of our results, rather than divide the sample into two parts (increase and decrease in uncertainty), we constructed an interaction term between the variation in dividends and the sign of the VCAC variation ( $\Delta VCAC$  is an indicator variable coded as 1 for an increase in VCAC and 0 otherwise). Consequently, Equation (4) is modified and becomes:

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta VCAC + \beta_2 \Delta^+ Div_{it} + \beta_3 \Delta^- Div_{it} + \beta_4 \Delta VCAC * \Delta^+ Div_{it} + \beta_5 \Delta VCAC * \Delta^- Div_{it} + \beta_7 Div_{pre} + \beta_8 Spread + \beta_9 Risk + \beta_{10} \Delta TVol + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

To test for the asymmetric reaction of changes in the VCAC index, we examined whether  $\beta_5 > 0$  and  $\beta_4 \leq 0$ , as well as whether the total coefficient was different  $(\beta_3 + \beta_5) > (\beta_2 + \beta_4)$ .

Table 6 reports the coefficients betas of Equation (5). Whatever the window, we find in coherence with the ambiguity hypothesis that the coefficient  $\beta_5$  is positive and significant while  $\beta_4$  is negative or positive but non-significant.

Table 6. Investor responses to dividend changes following major changes in uncertainty

	[-1;+1]		[-15;+15]	
	Value	Pr >  t	Value	Pr >  t
$\Delta VCAC$	-0.0010		-0.0028	***
$\Delta + Div$	0.2656		-0.0614	
$\Delta - Div$	-0.0961		-0.1217	
$\Delta VCAC \times \Delta + Div$	-0.2347		0.3857	
$\Delta VCAC \times \Delta - Div$	0.3698	*	0.5648	*
Size	-0.0019	*	-0.0061	***
$Div_{pre}$	-0.0006		0.0040	
Spread	-0.0192	*	0.0038	
Risk	0.4373		0.1375	
$T\Delta Vol$	0.0012		-0.0035	*
VCAC	-0.0004		0.0002	

\*\*\*, \*\* and \* means significant respectively at the 1% level, 5% level and 10% level.



The results also indicate that  $(\beta_3 + \beta_5) = 0.2737 > (\beta_2 + \beta_4) = 0.0309$  for the  $[-1; +1]$  window and  $(\beta_3 + \beta_5) = 0.4431 > (\beta_2 + \beta_4) = 0.3243$  for the  $[-15; +15]$  window. The asymmetric response diminishes with the length of the window, meaning that investors need more time to assess the meaning of new information when ambiguity increases.

#### 4. Conclusion

The role of macro-level uncertainty on market reactions to firm events is a promising topic. Dividend announcements in particular provide the potential for insight. We investigate, in this paper, the impact of shocks to the economic and financial environment on French company dividend announcements. To examine the role of changes in ambiguity level around the announcement dates we use the variation of implied volatility (VCAC index) as an empirical proxy for ambiguity. Based on the global sample and applying interaction methodology, we found results that support ambiguity theory, which claims that an increase in VCAC leads investors to place more weight on bad dividend news than on good dividend news. Given a larger observation window  $[-15; +15]$ , when ambiguity increases investors respond asymmetrically to dividend news (more on bad news than on good news). These results are more sensitive when a larger observation window is considered than a smaller one. We actually obtained a higher asymmetric impact between good and bad dividend news for the  $[-15; +15]$  window but not for the smaller one  $[-1; +1]$ . Nevertheless, in this latter case, we noted consistently with the ambiguity explanation that the reaction to good (bad) news decreases (increases) dramatically when ambiguity increases compared to when ambiguity decreases. However, these results are more complex when the sample is split following the VCAC sign.

Our results suggest a recommendation for the communication policy of companies concerning their dividend announcements when the ambiguity in the market rises. Considering the stronger negative reaction of investors to declarations which predicts a decrease in dividends, companies should seek to delay such a decision by implementing it when uncertainty declines. Indeed, the response of investors appears weaker in this context. Furthermore, companies that reflect upon the balance between self-financing amounts and dividend payments should favor the constitution of internal financing when the ambiguity decreases. Thus, when uncertainty rises, the decline in the

dividend payment in order to give preference to self-financing would have a stronger negative impact on the market, increasing the vulnerability of the company in the face of private equity investments and takeovers. Conversely, the positive reaction of investors to announcements of an increase in dividends strengthens the company's position in such situations.

Choosing to repurchase stocks or to have no payout policy at all rather than to pay dividends could also be explained by the increase in uncertainty in the economy (Schatt and Wichman, 2008; Berna and Guluzar, 2010; Fatemi and Bildik, 2012). Indeed, as in an uncertain environment the dividend increase is not so strongly perceived as good news and its decrease is more strongly sanctioned by the market, companies are entitled to wonder about the usefulness of the dividend policy as a signaling tool. Some prefer to opt for more flexible distribution policies such as stock repurchases or for no distribution at all (the shareholder's remuneration is then made by capital gains). For similar reasons (avoiding dividend variations), the presence of uncertainty could also justify the dividend-smoothing strategies largely described in the empirical literature (Lintner, 1956; Bliss *et al.*, 2015).

Companies could try to take into account the asymmetric response of investors to good and bad news in their financial communication. By releasing more information in periods of uncertainty, companies can reduce the ambiguity aversion phenomenon. For instance, they could have more meetings with investors to demonstrate the robustness of their business model to the environment's uncertainty or explain the steps by which they can cope with uncertainty (by developing flexibility, for instance). As in periods of uncertainty investors concentrate their attention on the worst-case scenarios, companies should focus on these scenarios to demonstrate that they are not so detrimental to the financial health of the companies. In short, companies have to answer the question of how the sources of value creation are affected by crises and the increase in the uncertainty level.

At a structural level, by developing their commitment to social responsibility, companies develop "reputational capital safeguards" (Fombrun *et al.*, 2000) to obtain greater stakeholder support, which could help them to survive in a period of crisis (Freeman, 1984; Cornell and Shapiro, 1987; Mishra and Modi, 2013). This strategy is a way to create a hedge against uncertainty in the relationship with the stakeholders. In this perspective, corporate social responsibility reduces the

risk perceived by investors and more generally by stakeholders (Lahrech, 2011). Stepping up corporate social responsibility should lead companies to be more transparent and to disclose more reliable information to stakeholders. Several empirical studies illustrate the positive impact of adopting corporate social responsibility on the quality of information disclosure (Choi and Pae, 2011; Andersen *et al.*, 2012; Gao and Zhang, 2015; Martínez-Ferrero *et al.*, 2015).

## References

- Aharony, J. and I. Swary, 1980, "Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders Return: An empirical analysis" *Journal of Finance*, 35, pp. 1-12.
- Andersen, M., Y. Hong and L. Olsen, 2012, "Accruals Quality and Corporate Social Responsibility: The Role of Industry", *Journal of Accounting and Finance*, 12, 2, pp. 65-79.
- Akron, S., 2011, "Market Reactions to Dividend Announcements under Different Business Cycles", *Emerging Markets Finance and Trade*, 47, pp. 72-85.
- Anderson, E. W., E. Ghysels and J. L. Juergens, 2009, "The Impact of Risk and Uncertainty on Expected Returns", *Journal of Financial Economics*, 94, 2, pp. 233-263.
- Ball, R. and S. P. Kothari, 1991, "Security Returns around Earnings Announcements", *Accounting Review*, 66, pp. 718-738.
- Barberis, N., 2011, "Psychology and the Financial Crisis of 2007-2008", *Working paper*, available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1742463>.
- Barillas, F., P. Hansen and T.J. Sargent, 2009, "Doubts or variability?", *Journal of Economic Theory*, 144, pp. 2388-2418.
- Barth, M. E. and S. Kallapur, 1996, "Effect of Cross-sectional Scale Differences on Regression Results in Empirical Accounting Research", *Contemporary Accounting Research*, 13, pp. 27-567.
- Beaver, W., 1968, "The Information Content of Annual Earnings Announcements", *Journal of Accounting Research*, 6(Supplement), pp. 67-92.
- Below, S. D. and K. H. Johnson, 1996, "An Analysis of Shareholder Reaction to Dividend Announcements in Bull and Bear Markets", *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 9, 3, pp. 15-26.
- Benzoni, L., P. Collin-Dufresne, R.S. Goldstein and J. Helwege, 2015, "Modeling Credit Contagion via the Updating of Fragile Beliefs", *Review of Financial Studies*, 28, 7, pp. 1960-2008.

- Bhattacharya, S., 1979, "Imperfect Information, Dividend Policy and *The Bird in the hand Fallacy*", *Bell Journal of Economics*, 10, pp. 259-270.
- Bliss, B., Y. Cheng, and D. Denis, 2015, "Corporate Payout, Cash Retention, and the Supply of Credit: Evidence from the 2008-2009 Credit Crisis", *Journal of Financial Economics*, 115, p. 521-540.
- Bloom, N., 2009, "The Impact of Uncertainty Shocks", *Econometrica*, 77, pp. 623-685.
- Bozos, K., K. Nikolopoulos, and G. Ramgandhi, 2011, "Dividend Signaling under Economic Adversity: Evidence from the London Stock Exchange", *International Review of Financial Analysis*, 20, 5, pp. 364-374.
- Boyarchenko, N., 2012, "Ambiguity shifts and the 2007–2008 financial crisis", *Journal of Monetary Economics*, 59, 5, pp. 493-507.
- Brenner, M. and Y. Izhakian, 2015, "Asset Pricing and Ambiguity: Empirical Evidence", *NYU Working Paper*, No. 2451/31453, SSRN eLibrary.
- Brown N., T. E. Christensen, W. B. Elliot, and R. D. Mergenthaler, 2011, "Investor Sentiment and Pro forma Earnings Disclosure", *SSRN eLibrary*.
- Caballero, R. and A. Krishnamurthy, 2008, "Musical Chairs: a Comment on the Credit Crisis", *Banque de France — Financial Stability Review*, 11, pp. 1-3.
- Caroll, C. and R. Fok, 1995, "Adjusted beta responses to dividends announcements", *Journal of Economics and Finance*, 19, 1, pp. 75-92.
- Charest, G., 1978, "Dividend Information, Stock Returns, and Market Efficiency - II", *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 297-330.
- Chatterjee, S., A.S. Hadi and B. Price, 2000, "Regression Analysis by Examples", 3<sup>rd</sup> Edition, Wiley VCH, New York
- Chen, Z. and L. Epstein, 2002, "Ambiguity, Risk and Asset Returns in Continuous Time", *Econometrica*, 70, pp. 1403-1443.
- Choi, H.M., 2014, "When Good News Is Not So Good: Economy?wide Uncertainty and Stock Returns", *Journal of Business Finance and Accounting*, 41, 9-10, pp. 1101-1123.
- Choi, T. and J. Pae, 2011, "Business Ethics and Financial Reporting Quality: Evidence from Korea", *Journal of Business Ethics* 103, 3, pp. 403-427.
- Conrad, J., B. Cornell and W. R. Landsman, 2002, "When Is Bad News Really Bad News?" *Journal of Finance*, 57, pp. 2507-2532.
- Cornell, B. and Shapiro, A., 1987, "Corporate stakeholders and corporate finance", *Financial Management*, 16, 5-14.
- Dasilas, A. and S. Leventis, 2011, "Stock Market Reaction to Dividend Announcements: Evidence from the Greek Stock Market", *International Review of Economics and Finance*, 20, pp. 302-311.

- Dhanani, A., 2005, "Corporate Dividend Policy: The Views of British Financial Managers", *Journal of Business Finance and Accounting*, 37(7-8) pp. 1625-1672.
- Dicks, D. and L. Fulghieri, 2018, "Uncertainty Aversion and Systemic Risk", *Working paper*.
- Docking, D. and P. Koch, 2005, "Sensitivity of Investor Reaction to Market Direction and Volatility: Dividend change announcements", *Journal of Financial Research*, 28, pp. 21-40.
- Dow, J. and S. Werlang, 1992, "Uncertainty Aversion and the Optimal Choice of Portfolio", *Econometrica*, 60, pp. 197-204.
- Drechsler, I., 2013, "Uncertainty, Time-varying Fear, and Asset Prices", *Journal of Finance*, 68(5) pp. 1843-1889.
- Epstein, L. G. and M. Schneider, 2007, "Learning under Ambiguity", *Review of Economic Studies*, 74, pp. 1275-1303.
- Easley, D. and M. O'Hara, 2010, "Liquidity and Valuation in an Uncertain World", *Journal of Financial Economics*, 97, pp. 1-11.
- Ellsberg, D., 1961, "Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms", *Quarterly Journal of Economics*, 75, pp. 643-669.
- Fama, E., L. Fisher, M. Jensen, and R. Roll, 1969, "The Adjustment of Stock Prices to New Information", *International Economic Review*, 10, pp. 1-21.
- Fatemi, A. and R. Bildik, 2012, "Yes, Dividends Are Disappearing: World-wide Evidence", *Journal of Banking and Finance*, 36, p. 662-677.
- Fombrun, C., N. Gardberg, and M. Barnett, 2000, "Opportunity platforms and safety nets: Corporate citizenship and reputational risk", *Business and Society Review*, 105, pp 5-106.
- Freeman, R. E., 1984, "Strategic management: A stakeholder approach", Boston: M.A Pitman.
- Frankfurter, G. M. and B. G. Wood, 2002, "Dividend Policy Theories and their Empirical Tests", *International Review of Financial Analysis*, 11(2) pp. 111-138.
- Gao, L. and J. Zhang, 2015, "Firms' Earnings Smoothing, Corporate Social Responsibility and Valuation", *Journal of Corporate Finance*, 32, pp. 8-127.
- Gilboa, I. and D. Schmeidler, 1989, "Maxmin Expected Utility with Nonunique Prior", *Journal of Mathematical Economics*, 18, pp. 141-153.
- Ghosh, C. and J. Woolridge, 1988, "An Analysis of Shareholder Reaction to Dividend Cuts and Omissions", *Journal of Financial Research*, 11(4) pp. 281-294.
- Gurgul, H., R. Mestel, and C. Schleicher, 2003, "Stock Market Reactions to Dividend Announcements: Empirical evidence from the Austrian stock market", *Financial Markets and Portfolio Management*, 17, pp. 332-350.

- Hansen, L. P. and T. J. Sargent, 2010, "Fragile Beliefs and the Price of Model Uncertainty", *Quantitative Economics*, 1, pp. 129-162.
- Houston, J. F., B. Lev and J. W. Tucker, 2010, "To Guide or Not To Guide? Causes and Consequences of Stopping Quarterly Earnings Guidance", *Contemporary Accounting Research*, 27, pp. 143-185.
- Illeditsch, P. K., 2011, "Ambiguous Information, Portfolio Inertia, and Excess Volatility", *Journal of Finance*, 66, pp. 2213-2247.
- Jeong D., H. Kim and J. Y. Park, 2015, "Does Ambiguity matter? Estimating asset pricing models with a multiple-priors recursive utility", *Journal of Financial Economics*, 115, pp. 361-382.
- John, K. and J. Williams, 1985, "Dividends, Dilution and Taxes: A signaling equilibrium", *Journal of Finance*, 40, pp. 1053-1070.
- Kim, K., S. Pandit and C. Wasley, 2010, "Aggregate Uncertainty and Management Earnings Forecasts", *Working paper*, University of Missouri, University of Illinois at Chicago, and University of Rochester.
- Knight, F., 1921, "Risk, Uncertainty and Profit", Boston, MA: Houghton Mifflin Company.
- Kozlowski, J., L. Veldkamp and V. Venkateswaran, 2017, "The Tail that Wags the Economy: Beliefs and Persistent Stagnation", *Working paper*, NYU Stern Center for Global Economy and Business.
- Lintner, J., 1956, "Distribution of Income of Corporation among Dividends, Retained Earnings and Taxes", *American Economic Review*, 46, pp. 97-113.
- Krishnamurthy, A., 2010, "Amplification Mechanisms in Liquidity Crises", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2, pp. 1-30.
- Lahrech, H., 2011, "Disarming the value killers: CSR viewed through a sharp risk management lens", *Working paper*, University of Nottingham.
- Liu, J., J. Pan, and T. Wang, 2005, "An Equilibrium Model of Rare-event Premia and Its Implication for Option Smirks", *Review of Financial Studies*, 18(1) pp. 131-164.
- Martínez-Ferrero, J., I. Garcia-Sanchez and B. Cuadrado-Ballesteros, 2015, "Effect of Financial Reporting Quality on Sustainability Information Disclosure", *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 22(1) pp. 45-64.
- Miao, J., B. Wei and H. Zhou, 2012, "Ambiguity Aversion and Variance Premium", *Working paper*, Boston University, Federal Reserve Board, and Tsinghua University.
- Mishra, S. and S. Modi,, 2013, "Positive and negative corporate social responsibility, financial leverage, and idiosyncratic risk", *Journal of Business Ethics*, 117(2) pp. 431-448.

- Mougoué, M. and R. Rao, 2003, "The Information Signaling Hypothesis of Dividends: Evidence from Cointegration and Causality Tests", *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(3) pp. 441-478.
- Nishimura, K. G. and H. Ozaki, 2007, "Irreversible Investment and Knightian Uncertainty", *Journal of Economic Theory*, 136, pp. 668-694.
- Richardson, G., S. Sefcick and R. Thompson, 1986, "A Test of Dividend Irrelevance Using Volume Reactions to a Change in Dividend Policy", *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 313-333.
- Rippington, F. and R. Taffer, 1995, "The Information Content of Firm Financial Disclosures", *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, pp. 345-362.
- Sankaraguruswamy, S. and G. Mian, 2008, "Investor Sentiment and Stock Market Response to Corporate News", *SSRN eLibrary*.
- Schatt, A. and M. Wichmann, 2008, "Les versements de dividendes en France : quelles évolutions ?", *Banque Stratégie*, 264, pp. 15-18, novembre.
- Uhlig, H., 2010, "A Model of a Systemic Bank Run", *Journal of Monetary Economics*, 57, pp. 78-96.
- Veronesi, P., 1999, "Stock market overreaction to bad news in good times: A rational expectations equilibrium model", *Review of Financial Studies*, 12, pp. 975-1007.
- Williams, D., 2015, "Asymmetric Responses to Earnings News: A Case for Ambiguity", *Accounting Review*, 90(2), pp. 785-817.

APPENDIX

Table 7. Investor reactions to dividend changes (increase, decrease or stable) following changes in uncertainty

	$\Delta - VCAC$				$\Delta + VCAC$			
	[-15; +15]	Pr >  t	[-1; +1]	Pr >  t	[-15; +15]	Pr >  t	[-1; +1]	Pr >  t
	(N=519    R <sup>2</sup> =10.7%)		(N=505    R <sup>2</sup> =11.4%)		(N=322    R <sup>2</sup> =9.5%)		(N=336    R <sup>2</sup> =10.9%)	
$\Delta + Div$	-0.0855	**	0.2582	***	0.2852	***	0.0232	*
$\Delta - Div$	-0.1109	**	-0.0630	**	0.5662	***	0.2563	**
<i>Stable DIV</i>	-0.0032		-0.0052		-0.0111		-0.0026	
<i>Size</i>	-0.0107	*	-0.0017	*	0.0014		-0.0032	*
<i>DIV<sub>pre</sub></i>	-0.0004	*	-0.0020	*	0.0122	*	0.0033	*
<i>Spread</i>	0.0044	*	-0.0184	*	0.0004	*	-0.3569	***
<i>Risk</i>	0.2703	**	0.5795	***	0.2663	**	0.2970	**
$\Delta TVol$	-0.0045	**	0.0013	*	-0.0028	*	0.0003	*
<i>VCAC</i>	0.0016	*	0.0007		-0.0008		-0.0011	*
Asymmetry between $\Delta + Div$ and $\Delta - Div$								
	0.0254		0.3212		0.2809		0.2331	

\*\*\*, \*\* and \* means significant respectively at the 1% level, 5% level and 10% level.



# LES VOIES DE LA RECHERCHE CLIOMÉTRIQUE OUVERTES PAR *LE CAPITAL AU XXI<sup>e</sup> SIÈCLE*

**Antoine Parent<sup>1</sup>**

*Sciences Po Lyon, LAET CNRS UMR 5593, OFCE*

*CAC, Cliometrics and Complexity (IXXI), Complex Systems Institute, ENS Lyon*

---

Thomas Piketty dans *Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle* établit un premier principe de divergence fondamentale entre la rémunération du capital et du travail qui serait la source des inégalités dans l'Histoire. En même temps, l'accumulation du capital est le facteur qui historiquement a tiré la croissance. L'auteur aborde successivement ces deux aspects mais n'étudie pas les liens qui unissent ces deux propositions : les inégalités sont-elles un moteur ou un frein de la croissance dans l'Histoire ? Tel est le fil conducteur de notre analyse de l'ouvrage qui prend appui sur deux interrogations majeures : comment passer de l'énoncé d'une « loi historique » à un modèle de croissance dynamique ? L'épargne peut-elle être un frein à la croissance ? Nous suggérons dans une dernière partie que le recours à la cliométrie peut être un moyen d'éclairer sinon de trancher ces débats.

*Mots clés : Capitalisme, modèles de croissance économique, inégalités, loi historique.*

---

**L**e livre de Thomas Piketty *Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle*, qui s'appuie sur un travail statistique exceptionnel, est remarquable par l'ampleur de ses vues. Dans son introduction, Thomas Piketty réaffirme l'ambition de l'ouvrage : remettre la question de la répartition au cœur de l'analyse économique. Il estime nécessaire et urgent de reposer la question des inégalités ouverte au XIX<sup>e</sup> siècle par Marx.

---

1. Tous mes remerciements vont à Cécile Bastidon, Yves Crozet, Jean Grousson, Pablo Jensen, Francesco Magris et Pierre Morin pour la vivacité de nos échanges sur l'ouvrage de Thomas Piketty et la fécondité de leurs remarques sur les perspectives de recherche qu'offre l'ouvrage, ainsi qu'aux deux rapporteurs anonymes de la revue qui m'ont permis de réorienter et enrichir considérablement le texte initial. J'associe à mes vifs remerciements la rédactrice en chef de la revue, Sandrine Levasseur, qui par sa relecture patiente et très précise a permis d'améliorer cette version finale. Je reste bien évidemment seul responsable des erreurs et lacunes du texte.

L'auteur cherche à réévaluer les principes « d'accumulation infinie » et de « baisse tendancielle du taux de profit » de Marx avec plus d'un siècle de recul. Marx est-il toujours d'actualité ? Au nombre des mécanismes poussant à ce que Thomas Piketty nomme la « convergence », c'est-à-dire la réduction des inégalités, l'auteur recense le processus de diffusion des connaissances et de partage du savoir et l'investissement dans le capital humain. Le XX<sup>e</sup> siècle a-t-il vu, contrairement aux prédictions de Marx, le triomphe du capital humain sur le capital financier ? Les inégalités sont-elles « devenues plus méritocratiques et moins héritées au fil du temps », s'interroge l'auteur qui fait montre de scepticisme quant à cette proposition : il est douteux que la part du travail dans le revenu national ait progressé de façon significative sur le long terme. Le capital non humain (financier) semble presque aussi indispensable, selon ses dires, au XXI<sup>e</sup> siècle qu'il l'était au XVIII<sup>e</sup> ou XIX<sup>e</sup>. L'héritage n'est pas loin de retrouver au début du XXI<sup>e</sup> siècle, l'importance qu'il avait à l'époque du Père Goriot. L'ouvrage met alors l'accent sur les forces qualifiées de « divergentes » liées à la concentration des patrimoines financiers dans un monde caractérisé par une croissance faible et un rendement élevé du capital. Pour l'auteur, la force de divergence fondamentale est donnée par  $r$  (taux de rendement du capital)  $>$   $g$  (taux de croissance). La thèse du livre est exprimée dès la page 55 : lorsque  $r > g$ , « ce qui a été le cas presque tout le temps dans l'Histoire jusqu'au XIX<sup>e</sup> (et pourrait le redevenir au XXI<sup>e</sup> siècle) », écrit l'auteur, « cela implique que les patrimoines hérités dominent les patrimoines constitués au cours d'une vie de travail » (ce qui bat en brèche notre idéal démocratique et méritocratique et amoindrit la thèse du « capital humain »).

Pour Thomas Piketty, l'inégalité fondamentale  $r > g$  est le moteur du capitalisme, en même temps qu'il est la principale force de divergence, c'est-à-dire sous sa plume, la principale source d'inégalités. Thomas Piketty met à jour dans l'ouvrage l'existence d'un rapport de 5 à 1 entre ces deux grandeurs.

Toutes mes interrogations dans la suite du propos naissent des extrapolations qu'autorise cet ordre de grandeur de 5 pour 1 entre le rendement du capital  $r$  et le taux de croissance  $g$ . Quel statut accorder à cet ordre de grandeur et à cette comparaison ? S'agit-il, selon une expression familière aux économistes, d'un « fait stylisé » ou peut-on lui faire dire plus ? Thomas Piketty parle à son sujet de « loi historique ». Paraphrasant Roberto Michels et sa fameuse « loi d'airain de l'oligarchie financière », on pourrait qualifier cette « loi des

proportions » de « loi d'airain du capitalisme ». Toute mon analyse tournera autour du statut de cette « loi d'airain » trouvée par Thomas Piketty : ces disproportions énormes et intangibles pourraient suggérer à travers l'Histoire l'existence d'une antinomie forte entre rendement du capital et croissance. Mais que présuppose cette « loi » du lien entre capital et croissance ? L'épargne, et son taux de rendement  $r$ , qui joue un rôle incitatif sur l'épargne même, ne sont-ils pas des déterminants de la croissance dans tous les modèles de croissance (à la Harrod-Domar-Solow), dont se revendique également l'auteur ? Peut-on faire jouer à cette loi d'airain du capitalisme le même rôle que celui de valeur fondamentale d'équilibre de long terme d'un modèle économique de croissance ? N'y a-t-il pas impossibilité logique de passer de cette « loi d'airain du capitalisme » à un modèle dynamique de croissance historique où le capital (et donc l'épargne et son rendement  $r$ ) est supposé être le moteur de la croissance  $g$  ?

L'ouvrage de Thomas Piketty est riche, novateur et important par les perspectives de recherche qu'il trace. Il a déjà connu un succès considérable dont on peut mesurer le rayonnement académique par le nombre d'articles universitaires qui lui consacrent une analyse exclusive. Les « réponses » suscitées par l'ouvrage de Piketty concernant la mesure des inégalités et ses déterminants sont, en effet, multiples. Dans la littérature francophone, on trouve en particulier un dossier spécial de *La Revue de l'OFCE* en 2015 (avec, outre celle de Piketty, les contributions de Cornilleau, Allègre et Timbeau et celle de Gaffard), un dossier spécial d'*Annales « Histoire, Sciences Sociales »* en 2015 et, dans une perspective plus marxiste, les articles de Dumenil et Levy (2014, 2015) dans *Actuels Marx*. Dans la littérature anglo-saxonne, on trouve notamment (mais la liste est non exhaustive) : Milanovic (*JEL*, 2014), Auerbach et Hassett (*AER*, 2015), Weil (*AER*, 2015), Mankiw (*AER*, 2015), Homburg (2015), Bonnet *et al.* (*Sciences Po economics papers*, 2014), Jones (*Journal of Economic Perspective*, 2015), Ray (*CESifo Forum*, 2015), Krussel et Smith (*JPE*, 2015), Soskice (*British Journal of Sociology*, 2014), un numéro spécial *Real-world economics review* en 2014, Grewal (*Harvard Review of Law*, 2014), Taylor (*International Journal of Political Economy*, 2014), Fachini et Couvreur (*European Journal of Political Economy*, 2015), Rowthorn (*Cambridge Journal of Economics*, 2014), Martins (*Ecological Economics*, 2015), Madsen *et al.* (*Oxford Economic Papers*, 2018). King (2016) propose une revue de la littérature tandis que Raoult *et al.* (*American Sociologist*, 2017) expliquent comment l'ouvrage a été perçu par les milieux académiques.

Sur un plan plus thématique, l'ouvrage de Thomas Piketty a déjà suscité des éléments de réponse en ce qui concerne les « lois » d'évolution du capitalisme. Je renvoie notamment à l'article dans lequel Mankiw (2015) réaffirme la cohérence de l'inégalité  $r > g$  dans le cadre d'un modèle de Solow. On peut aussi se référer à Zamparelli (2017). Surtout, l'article d'Acemoglu et Robinson (2015) et les deux articles précités de Duménil et Lévy (2014, 2015) accordent une place importante (voire centrale) à l'analyse marxiste.

De même, les approches postkeynésiennes et les modèles néokaleckiens apportent leurs propres éléments de réponses à la question du lien entre la dynamique des inégalités et la croissance économique, à la croisée entre une macroéconomie keynésienne (principe de demande effective) et une microéconomie que certains qualifient de marxiste (chez Kalecki, la répartition du revenu découle d'un conflit de répartition). Sans être exhaustif là encore, on peut citer : R. Rowthorn (2014), A. Asensio (2015), J. López-Bernardo, F. López-Martínez et E. Stockhammer (2016) ou encore le modèle proposé par Palley (2017).

Notons, enfin, que l'analyse de Thomas Piketty mériterait assurément d'être aussi confrontée à celle de Haskel et Westlake, *Capitalism without Capital. The Rise of the Intangible Economy* (2017), où les auteurs caractérisent le XXI<sup>e</sup> siècle comme une forme nouvelle de capitalisme qui nécessiterait peu de capital (car basée sur la connaissance), contrairement au capitalisme des XIX<sup>e</sup> et XX<sup>e</sup> siècles qui a nécessité de très importantes infrastructures (construction d'un réseau ferré, routier et électrique).

Tout semble déjà avoir été écrit sur l'ouvrage de Thomas Piketty. Il n'est pas question ici de faire une revue de cette littérature existante ni même de proposer une nouvelle analyse exhaustive de l'ouvrage mais de se focaliser sur un aspect non traité de cette littérature, soit les perspectives de recherches cliométriques ouvertes par l'ouvrage, relativement à ce que j'ai nommé plus haut « loi d'airain du capitalisme ». Le reste de l'article est organisé de la façon suivante. La première partie porte sur les difficultés du passage de la « loi historique » à un modèle de croissance dynamique. La seconde partie s'interroge sur l'épargne comme frein à la croissance. La troisième partie traite de la nécessité d'un prolongement cliométrique de l'analyse des dynamiques d'interaction inégalités-croissance. Curieusement, cette nécessité est totalement absente des analyses foisonnantes sur l'ouvrage. C'est à combler ce manque que s'emploie cet article.

## 1. Les difficultés du passage de la « loi historique » à un modèle de croissance dynamique

### 1.1. Deux lois du capitalisme selon Thomas Piketty

Dans le chapitre 1 intitulé « Revenu et production », Thomas Piketty souligne d'abord les mouvements chaotiques dans le partage capital/travail ( $K/L$ ) tout au long du XX<sup>e</sup> siècle : les chocs des deux guerres mondiales, la crise de 1929, la révolution bolchévique, puis au sortir de la Seconde Guerre mondiale de nouvelles politiques de régulation, de taxation, de contrôle des mouvements de capitaux, conduisent à des niveaux historiquement bas de la part des capitaux privés ( $K$ ) dans le revenu national ( $Y$ ). Puis on observe un mouvement de reconstitution des patrimoines privés avec la révolution conservatrice Reagan-Thatcher, la déréglementation financière des années 1990 et l'effondrement du bloc de l'Est. On retrouve en 2010 des niveaux d'inégalité proches de ceux de 1913. La singularité mise en avant par l'auteur est que la part du capital financier apparaît à peine plus faible que ce qu'elle était au début du XX<sup>e</sup> siècle. La thèse selon laquelle le XX<sup>e</sup> siècle aurait marqué de façon irréversible l'essor du capital humain est mise à mal<sup>2</sup>. L'apport de Thomas Piketty est de resituer ces faits dans une perspective historique plus longue encore, depuis 1700. C'est à cette échelle de temps qu'est mise en évidence par l'auteur ce que j'ai appelé en introduction la fameuse « loi d'airain du capitalisme » (autrement dit l'ordre de grandeur de 5 pour 1 entre le rendement moyen du capital et le taux de croissance moyen sur la période). De cette mise en perspective historique, Thomas Piketty retient une première analyse : à très long terme (sur plus de quatre siècles), le niveau relativement bas atteint par la croissance reflète principalement le ralentissement de la croissance de la population et de celle de la productivité. Cette explication ne cherche pas à établir de lien entre le rendement du capital et le niveau de la croissance ; ces deux variables apparaissent comme largement déconnectées dans l'analyse.

Revenons maintenant sur les écritures proposées. L'un des attraits de l'ouvrage est son écriture très pédagogique. Le rapport  $K/Y$  est noté  $\beta$ , et pour fixer les idées, l'auteur fait souvent référence à des cas-types

---

2. Mankiw, Romer et Weil (1992) ont enrichi le modèle initial de Solow–Swan en tenant compte de l'accumulation du capital humain. Dans ce modèle, la productivité marginale du capital est plus faible dans les pays pauvres que dans les pays riches parce que l'accumulation du capital humain y est plus lente. Ces effets ne sont pas au cœur de l'analyse de Thomas Piketty.

qui correspondent à des ordres de grandeurs réels. La première loi fondamentale du capitalisme est exprimée de la façon suivante :

$$\alpha = r \cdot \beta = r \cdot K/Y$$

où  $\alpha$  désigne la part des revenus du capital ( $rK$ ) dans le revenu national ( $Y$ ).

Cette part est égale au produit du stock de capital (exprimé en années revenu) par son taux de rendement  $r$  (qui est ici un taux de rendement moyen, puisque le capital est composé d'immobilier, de terres et de valeurs mobilières). Si  $\beta = 6$  ou 600 %, cela signifie que la valeur du stock de capital du pays considéré vaut 6 fois le revenu national. Ce rapport mesure l'importance du capital dans une société donnée (mais ne renseigne pas sur les inégalités dans ce pays). L'auteur choisit ces ordres de grandeurs car ils constituent des « points de repères utiles » dans une perspective historique. Pour  $\beta = 6$ ,  $r = 5$  %, alors  $\alpha$ , qui mesure la part des revenus du capital dans le revenu national, vaut 30 % (pour fixer les idées).

On n'insistera jamais assez sur le fait que ces ordres de grandeurs, points de repères utiles ou faits stylisés, sont des points d'ancrage pour un récit nourri et servi par de multiples références littéraires, par exemple à Balzac ou Jane Austen. Les références ne sont pas choisies pour faire illusion et briller à bon compte, pas plus d'ailleurs que n'est proposée une lecture « marxisante » de ces œuvres ; non, simplement, l'auteur puise dans cette littérature des éléments d'information qui permettent d'illustrer la réalité sociale de l'époque. Et il est édifiant et enrichissant à cette lecture, d'apprendre que finalement à ces époques, quelle que soit la forme du capital – terre ou rente d'État –, le taux de rendement exigé était de l'ordre de 5 % par an, ce qui en faisait des actifs parfaitement substituables dans l'esprit des investisseurs à l'époque. Donc le discours, servi par des références foisonnantes, est plausible et les références littéraires donnent force et attrait au livre. De même, dans cet ouvrage, tout le discours qui touche à la structure des inégalités ne nous paraît pas devoir être questionné tant il s'appuie sur la production de données nouvelles « indiscutables » et qui font désormais date.

### Encadré 1. La définition du capital retenue dans l'ouvrage de Thomas Piketty « Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle »

Les exégètes de l'Histoire de la pensée économique demanderaient à n'en pas douter des clarifications quant à la définition du capital retenue dans l'ouvrage : chez Hume, Locke et Turgot, le capital est du travail accumulé ; chez les néoclassiques, le capital désigne un capital physique et le rendement du capital (différent d'un taux de profit) désigne la productivité marginale physique de ce capital. Ces deux conceptions ne sont pas celles retenues dans l'ouvrage. L'auteur retient une conception « élargie » du capital, assise sur la comptabilité nationale, comme tout actif susceptible de rapporter un rendement. Il s'en suit une conception extensive du capital qui regroupe la terre, le capital physique, l'ensemble des actifs mobiliers, immobiliers, financiers et monétaires. Dans une perspective historique, on ne saurait faire grief à l'auteur de sa conception très large du capital qui permet de rendre commensurable un taux de rendement à travers le temps, quand les formes prédominantes du capital (terre, immobilier, capital physique, rentes d'État, produits financiers et monétaires) ont varié avec les époques. Le calcul de ce taux de rendement (ou taux de profit) prend en compte un surprofit de concurrence imparfaite (monopolistique) ; il rapporte le profit net des coûts du travail et du capital au capital total. Mais le contenu de ce taux de rendement renvoie essentiellement à la rémunération (« justifiée ») du capital, contrepartie de l'apport à l'entreprise qu'ont constitué les investissements successifs. Il faut faire attention au fait que la présentation retenue par l'auteur ne prend pas en compte l'incertitude et le risque. Or toute une littérature s'est développée sur le fait que dans le monde réel, marqué par les turbulences du court terme, par l'incertitude et le risque, les entreprises ont besoin pour investir d'anticiper un taux de rendement supérieur au coût de l'investissement. On peut être surpris de ce que le thème du risque d'entreprise ne soit pas systématiquement mis en avant par Thomas Piketty.

De même, on peut s'étonner que Thomas Piketty oublie un peu vite « l'euthanasie des rentiers » chère à J. M. Keynes, qui suggère une toute autre temporalité des cycles selon laquelle l'excès de rémunération du capital sur le travail prend brutalement fin lors des épisodes de grandes crises ou de guerre. En cas de réalisation de ces risques majeurs, l'écart de rémunération entre le rendement du capital et le revenu du travail ne peut continuer dans le même sens puisque les revenus du capital s'effondrent et que le capital est détruit. L'existence d'une prime de risque sur les placements en capital (en régime normal) n'empêche pas la survenue de ces risques majeurs. La parabole keynésienne de « l'euthanasie des rentiers » suggère donc des phases discontinues dans la relation entre  $r$  et  $g$ .

En revanche, une première remarque peut être faite à ce stade sur l'emploi du mot « loi ». Le statut du mot « loi » est en effet ambigu. Il s'agit d'une pure égalité comptable, et à ce titre, elle est parfaitement tautologique et donc n'apprend rien par elle-même puisqu'elle n'exprime qu'une identité. En dépit de cette réserve essentielle, l'auteur lui réserve néanmoins le qualificatif de « première loi fondamentale du capitalisme », car elle relie selon lui les trois concepts les plus importants pour l'analyse du système capitaliste : « le rapport capital/revenu ( $K/Y$ ), la part du capital dans le revenu ( $\alpha$ ), le taux de rendement du capital ( $r$ ) » (pp. 98-99).

Le taux de rendement du capital,  $r$ , est en effet central dans l'analyse marxiste, en relation avec l'énoncé de la « loi de baisse tendancielle du taux de profit », prédiction souvent qualifiée aujourd'hui soit de prédiction théorique erronée ou de prédiction historique non vérifiée. C'est tout l'apport de Thomas Piketty que de fournir une des explications de l'échec de cette loi de Marx, qui n'est valable qu'en l'absence de gains de productivité. L'auteur indique également comment on peut retrouver cette « loi de baisse tendancielle du taux de profit » énoncée par Marx à partir de sa propre formulation des deux lois fondamentales du capitalisme (pour  $g = 0$  et en l'absence de gains de productivité).

Visiblement, tant par l'emploi du mot « loi » que par l'illustration des ponts existant entre la vision du capitalisme de Marx et la sienne, l'auteur semble dialoguer avec Marx. Or il semble important de revenir sur le lien équivoque et ambigu qu'entretient le mot « loi historique » avec la notion de « dynamique de croissance à long terme ».

Au chapitre 5 de son ouvrage, l'auteur décrit la seconde loi fondamentale du capitalisme ( $\beta = s/g$ )<sup>3</sup> sous une forme où le stock de capital exprimé en années de revenu national ( $\beta$ ) est égal asymptotiquement (et découle) de la « loi dynamique » du ratio  $s/g$  (taux d'épargne sur taux de croissance). Pour préciser le statut de sa loi dynamique, Thomas Piketty est obligé de passer de la loi à un modèle économique explicatif qui doit générer des valeurs d'équilibre, car méthodologique-

3. Comme le rappelle Thomas Piketty en page 281, en toute rigueur on devrait écrire :  $\beta = s/(g + n + \gamma)$ , avec  $n$ , le taux de croissance de la population ;  $\gamma$  le taux de dépréciation du capital ;  $g$  devenant le taux de croissance de la productivité. La seconde loi du capitalisme  $\beta$  est une vision à long terme de l'économie en équilibre stationnaire. Elle résulte également d'une loi comptable :

$$\beta_{t+1} = (1 - \gamma_{t+1}) \frac{\beta_t}{1 + g_{t+1} + n_{t+1}} + \frac{s_t}{1 + g_{t+1} + n_{t+1}}.$$

Si  $s$ ,  $g$ ,  $n$  et  $\gamma$  sont stationnaires, alors à très long terme, la seconde loi s'exprime :  $\beta = s/(g + n + \gamma)$ .



ment une approche historique ne permet pas d'identifier un niveau optimal d'équilibre. Seul, en effet, un modèle explicatif économique est en mesure de déterminer des solutions d'équilibre. L'idée de Thomas Piketty est, qu'en dynamique,  $K/Y$  provient de  $s/g$ .

Le problème que je tiens à formuler ici est simple : que peut-on extraire de cette relation ? Quelle est la nature du lien entre  $s$  et  $g$ , est-elle positive, négative ou nulle ? Thomas Piketty fournit une première réponse : « un pays qui épargne beaucoup et qui croît lentement accumule dans le long terme un énorme stock de capital, ce qui en retour peut avoir des conséquences considérables sur la structure sociale et la répartition des richesses dans le pays en question. Dans une société en quasi-stagnation, les patrimoines issus du passé prennent naturellement une importance démesurée » (p. 263). Cette première réponse est vraie et incontestable dans une approche « statique », mais elle est déconnectée de toute analyse de la dynamique de la croissance, or, comme on va le voir plus bas, il existe un clivage opposant approche statique et approche dynamique de la croissance.

L'explication avancée par Thomas Piketty ici est que le retour du rapport  $K/Y$  à des niveaux proches des XVIII<sup>e</sup> et XIX<sup>e</sup> siècles, s'explique naturellement par le retour à un régime de croissance faible ; c'est la baisse de la croissance, et notamment démographique, qui conduit au grand retour du capital. Mais en disant cela, explicitement, il déconnecte  $g$  et  $s$ , en rupture avec toutes les théories connues de la croissance. Cette première lecture possible en statique qui vérifie qu'à chaque instant du temps, quand la croissance est faible, elle coïncide avec un retour du capital, interdit de faire de  $s$  un moteur de  $g$  et ne nous dit rien des facteurs de la croissance, en tout cas, exclut d'emblée que l'épargne puisse être un de ces facteurs. La loi  $\beta = s/g$  est supposée décrire un processus dynamique et représenter un état d'équilibre vers lequel tend toute économie épargnant au taux  $s$  et croissant au taux  $g$ <sup>4</sup>. Dans un autre passage important, Thomas Piketty rappelle que « la loi  $\beta = s/g$  ne peut expliquer la survenue de chocs de grande ampleur, comme les guerres mondiales ou la crise de 1929, mais qu'elle permet de comprendre vers quel niveau d'équilibre potentiel le rapport  $K/Y$  tend à se diriger dans le long terme » (p. 269).

---

4. Comme le rappelle Thomas Piketty, cette loi n'est valable que si le prix des actifs évolue en moyenne de la même façon que les prix à la consommation, mais dans l'hypothèse où les variations de prix qui génèrent des plus et moins-values se compensent à long terme, alors la loi est vérifiée. Cette précision fait référence aux périodes de bulles d'actifs où l'on peut avoir le sentiment que les mouvements de prix dominent les effets volume.

## 1.2. Pour quelles leçons de l'histoire ?

Le problème est celui de l'interprétation que l'on peut faire de cette loi : un ordre de grandeur peut-il décrire un principe dynamique ? Une « loi historique » peut-elle jouer le même rôle de force de rappel que celle de la valeur d'équilibre déterminée dans le cadre d'un modèle explicatif ? Faut-il (et peut-on) déduire que tout écart à la règle du 5 pour 1 sera suivi inéluctablement d'un processus correcteur ?

Un autre problème traverse l'ouvrage quand Thomas Piketty décrit «  $r > g$  » comme la contradiction centrale du capitalisme » (titre de sa conclusion en page 942). Où se situe en effet la contradiction si l'on a d'un côté un « ordre de grandeur de 5 pour 1 », et de l'autre des gains de productivité jamais nuls ? La question de l'accumulation infinie du capital est toujours possible, et précisément il n'y a plus de contradiction du capitalisme comme chez Marx. Adressons maintenant à l'auteur une question de politique économique : compte tenu de cet « ordre de grandeur de 5 pour 1 », que doit-on faire si l'on souhaite obtenir davantage de croissance ? Quelle est la nature de l'enseignement historique ? Faut-il plus d'inégalités ? N'est-ce pas une des réponses possibles qui découle de cette « loi d'airain du capitalisme » (car les inégalités stimulent la croissance) ? Je récapitule à ce stade trois de mes interrogations relatives au statut de cette « loi d'airain » du capitalisme :

- (i) Peut-on poser un fait stylisé comme « loi » ?
- (ii) Selon la perspective adoptée, en dynamique ou en statique, l'enseignement diverge. Il ressort de l'analyse statique que  $g$  est déconnecté de  $s$  (p. 315) ; le constat majeur, dans une approche statique, est celui de la coexistence de  $g$  faible avec  $s$  élevé. De là, il est difficile de comprendre et justifier que l'augmentation de l'épargne puisse avoir un effet positif sur la croissance, comme dans les modèles usuels de croissance en économie ;
- (iii) Comment expliquer alors le décollage industriel autrement que par des facteurs exogènes, car cette « loi d'airain » ne permet pas d'expliquer les fluctuations et cycles. Quels sont en définitive les facteurs de la croissance ?

La difficulté vient du fait que le terme de « loi » chez Thomas Piketty part du constat statique des inégalités (qui se vérifie à chaque instant du temps historique) mais s'accorde mal avec la notion de « modèle » en dynamique. L'emploi de l'expression « loi dynamique  $\beta$  » gêne aussi considérablement même si derrière cette expression se cache une question centrale qu'adresse en fait Thomas Piketty au marxisme :

peut-on penser, en dynamique, une loi de la croissance de long terme qui ferait dépendre la croissance de la répartition des revenus, c'est-à-dire négativement de l'épargne ? La question centrale se situe là et renvoie aux impossibilités du marxisme : en statique, rémunération du travail et du capital sont antinomiques, mais peut-on en dynamique fonder une théorie économique faisant de la croissance une fonction négative de l'épargne ? On ne trouve pas une telle explication de la croissance chez Thomas Piketty.

L'auteur est bien conscient de ces difficultés, et plus que des éléments d'explication théorique, il avance surtout des résultats empiriques et historiques probants : parmi ces résultats, le lecteur retiendra surtout la constance des proportions des rémunérations des facteurs dans l'Histoire, l'équivalence entre le rendement du patrimoine foncier et de la rente d'État dans les sociétés agraires comme industrielles, enfin du XVIII<sup>e</sup> siècle au XXI<sup>e</sup> siècle, un rendement du capital qui oscille autour d'une valeur centrale de 4-5 % par an et plus généralement dans un intervalle compris entre 3 et 6 %. L'auteur à la page 325 relève « qu'il n'existe pas de tendance massive dans le long terme, à la hausse ou à la baisse. Le rendement a pu dépasser les 6 % dans les phases de rareté du capital, dans les chocs subis par le capital au cours des guerres mais il a été ramené à sa valeur 'séculaire' ».

Quelles prédictions tirer de ces tendances séculaires pour le XXI<sup>e</sup> siècle ? Thomas Piketty s'y hasarde, en formulant l'hypothèse d'une élasticité de substitution du capital au travail supérieure à 1 (alors que dans les sociétés agricoles traditionnelles, cette élasticité aurait été inférieure à 1). L'auteur soutient que même s'il est probable que le rendement du capital,  $r$ , s'abaissera à mesure que  $K/Y$  augmentera, sur la base de l'expérience historique, il est possible de prédire que l'effet volume l'emportera sur l'effet prix (*i.e.* l'effet d'accumulation l'emportera sur la baisse du rendement). Les données recueillies par Thomas Piketty indiquent d'ailleurs que de 1970 à 2010, la part du capital a progressé en même temps que sa rémunération. Il avance que dans ces conditions le capital humain aura peut-être été « la grande illusion » du XX<sup>e</sup> siècle.

Cette pensée originale et séduisante est ainsi justifiée à la page 351 : « aucun mécanisme économique auto-correcteur n'empêche qu'une hausse continue du rapport capital/revenu ( $\beta$ ) s'accompagne d'une progression permanente de la part du capital dans le revenu national ( $\alpha$ ) ». En fait, l'enseignement majeur de Thomas Piketty est que « la technologie moderne utilise toujours beaucoup de capital, et surtout

que la diversité des usages du capital fait que l'on peut accumuler énormément de capital sans que son rendement s'effondre totalement dans ces conditions » (p. 354). Il n'existe donc aucune raison pour que la part du capital diminue à très long terme. L'argument employé est que la diversité des usages du capital empêche son rendement de tomber, ce qui renvoie à la réalité historique d'une élasticité de substitution  $K/L$  supérieure à 1.

### Encadré 2. Combien peut valoir historiquement l'élasticité de substitution ?

On aimerait pouvoir proposer « le » vrai chiffre concernant la valeur de l'élasticité de substitution. Cette élasticité de substitution est-elle forcément supérieure à 1 comme le suppose Thomas Piketty ? Malinvaud écrit : « Les travaux économétriques semblent bien conduire à la conclusion que, à l'échelle la plus macro-économique, les deux facteurs identifiés dans la fonction [de production], le travail et le capital, sont substituables entre eux, mais moins que ne l'impliquerait la fonction de Cobb-Douglas selon laquelle il n'y aurait pas de minimum nécessaire, par exemple, à la quantité de travail par unité de produit » (*Voies de la recherche macroéconomique*, 1991, pp. 245-246). Il faut faire attention au fait que si on déduit de l'examen de la longue durée des élasticités de substitution fortes, les projeter dans la dimension intra-temporelle, c'est certes par exemple écrire que le capital peut se substituer très fortement au travail, ce qui semble convenir, mais c'est devoir admettre en même temps que du travail peut se substituer très fortement au capital, ce qui est souvent très difficile à admettre. C'est pourquoi la fonction de production à élasticité de substitution infinie ne peut être qu'une vue de l'esprit, ce que n'est pas la fonction à facteurs complémentaires. Dans cette dimension intra-temporelle, ne serait-il pas loisible de privilégier l'hypothèse d'une complémentarité avec les précisions suivantes : le travail qualifié est assez fortement complémentaire du capital ; le travail non qualifié est également plutôt complémentaire (au sens d'une élasticité de substitution inférieure à l'unité), en aucun cas il ne peut s'y substituer. Ceci amène à relativiser l'hypothèse d'une élasticité de substitution supérieure à l'unité que Thomas Piketty pose comme une réalité historique et qui ressort davantage de la « nécessité méthodologique » du propos : privilégier l'hypothèse d'une élasticité de substitution supérieure à l'unité conforte en effet l'intuition de l'auteur d'une « apocalypse patrimoniale » (l'expression entre guillemets n'est pas dans le texte). Il est, néanmoins, possible de « dédramatiser » cette proposition de Thomas Piketty sur la société de demain qui sera plus patrimoniale, si on raisonne en termes de proportion relative des rémunérations des facteurs : alors, dans l'hypothèse d'une élasticité de substitution supérieure à l'unité (cf. p. 369), le salaire réel augmentera, et le taux d'intérêt diminuera à mesure que  $K/Y$  croîtra. On voit que la hausse de  $K/Y$  va de pair avec la hausse du salaire réel, ce qui permet alors de retrouver une vue plus optimiste de l'accumulation du capital pour le progrès de la société.

Mais en même temps, et on retrouve ici toujours le même écueil, Thomas Piketty revendique pour sa loi, dans le paragraphe intitulé « les deux Cambridge » (p. 364), une autre paternité, nommément les théories de la croissance à la Harrod-Domar-Solow<sup>5</sup>, dont il n'est pas sûr qu'elles soient compatibles avec Marx. En effet, quelle que soit la référence retenue – Harrod (1939) et sa croissance intrinsèquement instable « sur le fil du rasoir », où  $K/Y = \beta$  est rigoureusement fixe et imposé par la technologie disponible, comme dans le cas d'une fonction de production à coefficients fixes sans aucune substitution  $K/L$  possible, Domar (1946, 1947), ou Solow-Swan (1956) qui introduisent la fonction de production à facteurs substituables –, dans tous ces cas, le taux de croissance est entièrement déterminé par le taux d'épargne. Et, c'est là que le bât blesse : l'épargne dans ces modèles (que ceux-ci affirment que la croissance est toujours parfaitement équilibrée ou non), est le déterminant de la croissance, ce qu'elle n'est pas dans l'énoncé de la « loi historique ». C'est à ce niveau que réside la difficulté, dans le passage de l'énoncé de la loi historique au modèle de croissance. La loi historique peut-elle se transformer au gré des besoins en une « loi de croissance » (fut-elle équilibrée ou sur le fil du rasoir) ? Plus fondamentalement, peut-on et comment passer de la question de la répartition des revenus à une théorie de la croissance ? On en revient toujours à la question lancinante et irrésolue de l'incidence du partage salaires/profit sur le taux de croissance. Pour consolider cette question sur un plan théorique, le lecteur pourra se reporter à la littérature néokeynésienne dans la filiation de Kaldor et Kalecki mentionnée en introduction, mais il n'est pas sûr que celle-ci mette fin aux interrogations persistantes sur la nature des liens entre partage de la valeur ajoutée et croissance dans l'histoire.

Si dans une filiation à la Harrod-Domar-Solow, l'épargne est le moteur de la croissance, et que de surcroît la substituabilité  $K/L > 1$  fait que le recours croissant au capital ne se traduit pas par une baisse séculaire de son prix (le rendement), alors, l'interrogation demeure : si l'on veut plus de croissance, ne faut-il pas accumuler toujours plus de capital ? Conséquemment, l'Histoire nous apprendrait-elle que les inégalités (figées « historiquement » dans ce rapport de « 5 pour 1 ») sont le moteur de la croissance ? Thomas Piketty ne tranche pas cette

---

5. Même si l'approche Harrod-Domar porte sur une économie contrainte par la demande alors que celle de Solow porte sur une économie contrainte par l'offre et si le modèle de Solow est une réponse critique à celui de Harrod-Domar, ces premières approches théoriques de la croissance sont délibérément regroupées ici.

question mais le peut-il et le peut-on ? Dans une vision statique de l'Histoire, le capital apparaît comme « l'ennemi » du travail ( $r$  est toujours élevé quand  $g$  est faible) quand, en dynamique, le capital, *via* l'épargne  $s$  devient le facteur de la croissance. Autrement dit, le projet de Marx (et des néo-Kaleckiens) demeure entier : peut-on fonder une théorie de la croissance sur le partage des revenus ? Cette question n'est pas résolue par Thomas Piketty, mais peut-elle l'être par quiconque ? Peut-on, en effet, logiquement fonder une théorie dynamique de la croissance reposant sur l'hypothèse que la croissance dépendrait négativement de l'épargne ?

## 2. L'épargne peut-elle être un frein de la croissance ?

Les passages suivants reflétant la pensée et le message de Thomas Piketty résument l'essentiel du débat :

« Le retour à un régime historique de croissance faible et en particulier de croissance démographique nulle conduit logiquement au retour du capital. Cette tendance à la reconstitution de stock de capital très élevé dans les sociétés de faible croissance est exprimée par la loi  $\beta = s/g$  : dans des sociétés stagnantes, les patrimoines issus du passé prennent naturellement une importance considérable. En Europe, le rapport  $K/Y$  a déjà retrouvé en ce début du XXI<sup>e</sup> siècle, des niveaux de l'ordre de 5-6 années de revenu national, à peine inférieurs à ceux observés aux XVIII<sup>e</sup>, XIX<sup>e</sup> siècle et jusqu'à la veille de la Première Guerre mondiale » (p. 368).

« Ensuite, pour ce qui concerne la part des revenus du capital dans le revenu national, part qui est donnée par la loi  $\alpha = r.\beta$ , l'expérience historique suggère pour les raisons invoquées que la hausse du rapport  $K/Y$  ne va pas nécessairement conduire à une baisse sensible du rendement du capital. Il existe en effet de multiples usages du capital à très long terme, ce que l'on peut résumer en notant que l'élasticité de substitution entre capital et travail est sans doute supérieure à 1 sur longue période. Le plus probable est que la baisse (du prix du capital) sera plus faible que la hausse du rapport  $K/Y$ , si bien que la part du capital augmentera. Avec un rapport  $K/Y$  de l'ordre de 7-8 années, et un taux de rendement mondial du capital d'environ 4-5 %, alors la part du capital devrait se situer autour de 30-40 % du revenu mondial, soit à un niveau voisin de celui observé aux XVIII<sup>e</sup> et XIX<sup>e</sup> siècles, et pourrait même le dépasser (p. 369) ».

Nous sommes en présence d'une compréhension du monde qui s'appuie sur l'identification de régularités dans l'Histoire, ce qui est déjà en soi remarquable et rare chez les économistes. Néanmoins, ceci n'enlève rien aux interrogations sur :

- a) Le statut de la « loi » telle qu'elle apparaît dans l'ouvrage, et que l'on peut qualifier à la suite de ces passages de « loi d'éternel retour du capital ». L'ambivalence entre cette « loi » et un modèle économique reste entière ;
- b) Compte tenu de la mise en évidence d'une élasticité de substitution entre capital et travail supérieure à 1, retrouver la croissance (ou une croissance plus forte), ne passe-t-il pas par une accumulation du capital toujours plus soutenue ? Mais quelles sont, de ce point de vue, les politiques optimales pour encourager la croissance ? Doit-on suivre les enseignements de la taxation optimale ? Mais il s'agirait, alors, d'une sorte d'anti Piketty... ;
- c) En présentant le premier XX<sup>e</sup> siècle comme un artefact statistique tributaire des deux guerres mondiales et de la crise de 1929 et les Trente glorieuses comme un simple phénomène de rattrapage, il n'est pas certain que la « loi d'airain du capitalisme » mise en évidence permette d'expliquer les phases de croissance dans l'Histoire. La réponse tient-elle dans le fameux rapport 5 pour 1 ? Cette loi d'airain du capitalisme signifie-t-elle, en dynamique, qu'une croissance (de 1 %) doit être tirée par un niveau de rémunération de l'épargne suffisant (d'au moins 5 %) ? Si tel est le cas, alors la réponse de l'Histoire est bien que l'épargne est le moteur de la croissance, et vouloir restaurer  $g$  signifie protéger  $r$ . Une question émerge tout naturellement : les inégalités ont-elles été le moteur de la croissance dans l'Histoire ?

Thomas Piketty illustre (c'est le titre d'une de ses parties) ce qu'il appelle « La mécanique de la divergence patrimoniale :  $r$  versus  $g$  dans l'Histoire » (p. 557).  $r > g$ , est décrit comme la force de divergence fondamentale à l'œuvre dans le capitalisme. Mais cette force de divergence fondamentale pour les inégalités l'est-elle aussi pour la croissance ? Ne peut-on déduire de cet enseignement historique qu'elle est également le moteur de la croissance ? Toute la tension de l'ouvrage est là, à mon sens. L'auteur développe deux conséquences de ce principe de divergence :

- (i) en statique comparative, l'auteur établit que ce principe de divergence fondamentale est la source des inégalités dans l'Histoire ;

- (ii) en dynamique, l'accumulation infinie du capital (rendue possible par l'absence de baisse de son rendement) est le facteur qui historiquement a tiré la croissance.

Thomas Piketty explore et étaye dans l'ouvrage successivement ces deux aspects, mais il n'étudie pas les liens qui unissent ces deux propositions : les inégalités ont-elles nui ou au contraire renforcé la croissance dans l'Histoire ? De ce point de vue, il existe des marges encore inexplorées, l'auteur laisse le champ libre à de nouvelles investigations. Clairement, le test cliométrique du lien entre inégalités et croissance reste à entreprendre.

### 3. Pour un prolongement cliométrique de l'analyse des dynamiques d'interaction inégalités–croissance dans le monde

Le résultat trouvé par Thomas Piketty soulève une question cruciale : pourquoi le rendement du capital est-il si nettement supérieur au taux de croissance dans l'Histoire ? Thomas Piketty le souligne, et c'est un résultat fort et recevable : « l'inégalité fondamentale correspond à une réalité historique incontestable » (p. 560). Le danger serait de transformer cette loi d'airain en loi « naturelle », ce que Thomas Piketty ne fait pas. Au contraire, l'auteur (en page 562) s'interroge sur le bien-fondé d'une analyse du taux de rendement historique du capital de 5 % en termes de taux de préférence pour le présent moyen dans la société. Ceci permettrait en effet de passer de l'énoncé de la loi au modèle économique, le taux de rendement du capital (5 %), devenant ainsi un rendement d'équilibre. Rappelons que cette analyse remonte au modèle dit de Ramsey (1928)-Cass (1965)-Koopmans (1965) qui généralise le modèle de Solow-Swan, tout en supposant que les agents, afin de maximiser une fonction d'utilité intertemporelle réagissent en termes d'épargne aux conditions du marché, notamment en fonction du taux d'intérêt anticipé. Il s'agit d'un modèle microfondé, où le taux d'épargne est endogène au taux d'intérêt. Dans ce modèle, on sait que le taux d'intérêt est déterminé par la préférence pour le présent. Dans ce modèle, la croissance est établie par la « règle d'or modifiée » (*modified golden rule*), où le taux de croissance d'équilibre est déterminé par la préférence pour le présent.

Mais, et c'est là une source d'interrogation, dès la page 570, Thomas Piketty réfute l'explication du taux de rendement du capital par la préférence pour le présent, théorie qu'il juge par trop systéma-



tique, forte, et irréaliste (l'agent est supposé, par son comportement (épargne ou désépargne), toujours ramener le rendement du capital à sa valeur d'équilibre qui est la préférence pour le présent)<sup>6</sup>. Pourtant, cette approche permettrait de répondre au hiatus entre « loi » et modèle, fait stylisé et valeur d'équilibre : la valeur historique stable autour de 5 % cadre assez bien avec l'explication proposée en termes de préférence pour le présent. Pourquoi, dès lors, rejeter ce cadre explicatif ? Là encore, selon moi, l'explication fournie est troublante et souligne une difficulté. Page 570, Thomas Piketty écrit : « une autre difficulté du modèle théorique, interprété dans sa version la plus stricte, est qu'elle implique que le taux de rendement du capital  $r$  devrait – pour maintenir l'économie en équilibre – progresser très fortement avec le taux de croissance  $g$ , à tel point que l'écart entre  $r$  et  $g$  devrait être sensiblement plus élevé dans un monde en croissance forte que dans un monde en croissance nulle ». En effet, à la question « comment retrouver (restaurer) de la croissance ? », la réponse fournie par cette approche est : il faut que  $r$  soit le plus élevé possible ( $r \gg g$ )<sup>7</sup>.

Cette conception qui accrédite l'idée que l'épargne ne peut qu'être un facteur de croissance en dynamique, pose les problèmes que l'on sait au discours et constat sur les inégalités. On met ainsi le doigt sur

---

6. C'est à la lecture de la note de la page 571 que l'on peut penser que le modèle de Ramsey-Cass-Koopmans est la référence de Thomas Piketty. Elle contient en effet toutes ses propositions essentielles, dont celle relative à la valeur du taux de croissance de long terme et surtout celle relative à l'inégalité taux d'intérêt-taux de croissance. Barro et Sala-i-Martin (*Economic Growth*, 2003) ont développé la solution de Ramsey-Cass-Koopmans : le taux d'intérêt, qui dépend d'abord de la préférence pour le présent, est toujours supérieur au taux de croissance « stationnaire de long terme », égal au taux de croissance du progrès technique. Dans ce modèle, le niveau, plus élevé que le taux de croissance, du taux d'intérêt a un rôle régulateur, car il règle l'accumulation du capital de manière à rendre maximale l'utilité cumulée de la consommation. Comment cette condition régulatrice fondamentale du modèle de Koopmans ( $r > g$ ) devient-elle chez Thomas Piketty la principale force déstabilisatrice et même « la contradiction centrale du capitalisme » (p. 942) ? C'est là que la forme grand public de la thèse atteint peut-être sa limite : un modèle de Ramsey amendé par l'auteur, précisant les amendements effectués eût été, à n'en pas douter, éclairant. Enfin, pour la période de transition et non plus seulement pour le long terme, Barro et Sala-i-Martin présentent en page 85 de leur ouvrage d'intéressants graphiques, où les simulations font clairement apparaître (cf. panneaux (e) et (g)) que le taux d'intérêt est bien supérieur au taux de croissance, son haut niveau étant celui requis par sa fonction d'allocation de ressources, en vue de l'optimalité de la trajectoire économique.

7. Comme l'illustre Thomas Piketty dans une note de bas de page (p. 571) : « dans le modèle à horizon infini, le taux de rendement d'équilibre est donné par  $r = \vartheta + \gamma g$  (où  $\vartheta$  est le taux de préférence pour le présent, et  $\gamma$  mesure la concavité de la fonction d'utilité. En général on estime (et retient) pour ce paramètre une valeur comprise entre 1,5 et 2,5. Par exemple, pour  $\vartheta = 5\%$  ;  $\gamma = 2$  et  $g = 0$ , alors  $r = 5\%$  tandis que pour  $g = 2\%$ , alors  $r = 9\%$ , l'écart  $r-g$  passant de  $5\%$  à  $7\%$  quand la croissance passe de  $0$  à  $2\%$  ». Donc, la croissance augmente sous l'effet du creusement de l'écart entre  $r$  et  $g$ .

l'une des difficultés du passage d'une lecture statique des inégalités à une analyse dynamique de la croissance. On trouve à chaque période que  $r$  et  $g$  sont antinomiques, mais il faudrait alors pour conforter ce résultat en dynamique trouver une théorie de la croissance basée sur la répartition des revenus où, comme dans un modèle à la Kaldor ou Kalecki, le partage salaire/profit est le déterminant de la croissance, sous l'hypothèse (cohérente avec l'antinomie observée des deux grandeurs en statique) que c'est un partage de la valeur ajoutée au bénéfice des salaires (et donc au détriment du rendement du capital) qui tire (exerce un effet positif sur) la croissance. En dépit des prolongements néo-keynésiens et néo-marxistes qu'a suscités l'ouvrage, une telle édification théorique reste encore à consolider voire à construire et Thomas Piketty ne la propose pas dans son ouvrage, bien conscient des difficultés (insurmontables ?) de la tâche : effectivement, dans les modèles de croissance standard, avec l'introduction de l'hypothèse de préférence pour le présent, on fait de  $s$  un facteur de  $g$ , et, dans ce cadre, obtenir davantage de croissance s'obtient par davantage d'épargne et donc des mesures incitatives en faveur de l'épargne. En définitive, « la loi d'airain » du capitalisme, selon Thomas Piketty, fournit-elle la clé d'une politique optimale de croissance ? Il semble que l'auteur nous laisse à la croisée des chemins, avec d'un côté la voie de l'antinomie entre  $s$  et  $g$ , et là obtenir plus de croissance, c'est comprimer les revenus du capital ; de l'autre, si on verse dans le modèle explicatif standard à horizon infini (et on a du mal à voir pourquoi on devrait le refuser, dans la mesure où ce modèle est compatible avec l'hypothèse d'une préférence pour le présent de 5 % et cadre avec la réalité historique),  $g$  dépend positivement de  $s$ , ce qui n'est pas formellement contredit par l'analyse de Thomas Piketty. Que signifierait une telle lecture en termes de recommandations de politique économique ? Qu'il serait possible de gagner plus de croissance avec un rendement du capital plus élevé. En effet,  $r-g$  positif et croissant implique mécaniquement que la croissance sera plus forte. Donc, si l'on veut bien admettre que les Trente glorieuses ont été un épisode très singulier qui a peu de chance de se reproduire, regagner de la croissance, dans le contexte de cette « loi du 5 pour 1 », peut être rendu possible par une rentabilité du capital toujours accrue. C'est l'une des conséquences logiques de l'analyse, dont on voit qu'elle est aux antipodes de la précédente (qui invite au contraire pour accroître la part des revenus du travail à taxer le capital).

Entre ces deux approches, l'auteur prend position (p. 572) en faveur de l'énoncé d'une loi qui doit être analysée avant tout « comme une réalité historique, dépendant de multiples mécanismes et non comme une nécessité logique absolue », comme c'est le cas dans le modèle de Ramsey–Cass–Koopmans déjà cité<sup>8</sup>. Indubitablement, sur un plan logique, l'épargne dans le cadre d'une modélisation de la croissance est un facteur positif de la croissance et restaurer la croissance passe par l'accroissement de la rentabilité du capital et de l'incitation à épargner.

D'un côté, on a un modèle présupposant une relation positive et croissante entre  $s$  (mais aussi  $s - g$ ) et  $g$  aboutissant à une solution d'équilibre (et qui explique la solution d'équilibre par les préférences temporelles des agents) ; de l'autre, on trouve l'existence d'une régularité historique, l'existence d'un certain seuil de rentabilité du capital dans l'histoire, que l'on ne saurait considérer comme une valeur d'équilibre de long terme. Dès lors, quel rôle faire jouer à ces fameux 5 % ? L'explication des Trente glorieuses est sans appel : reflet d'un pur effet de rattrapage. Cette explication est reproduite tout au long de l'ouvrage pour d'autres pays à d'autres époques ; tout écart de croissance (des pays émergents, de la Chine aujourd'hui) est analysé en termes d'effets de rattrapage, à l'aune de la règle des (5, 1). Face à une règle de cette nature, la question « comment retrouver de la croissance » a-t-elle-même lieu d'être, tant elle doit conduire naturellement à une forme de quiétisme. Là n'est évidemment pas le propos de l'auteur qui aspire à une réduction des inégalités. On trouve ici une forme d'ambiguïté chez l'auteur, liée aux contradictions entre une *praxis* à laquelle il adhère (il faut agir pour réduire des inégalités intolérables) et le principe de nécessité dans l'Histoire (la « loi » du 5 pour 1) qui, si elle est vraie, n'a pas à être combattue, car elle est la loi de l'Histoire.

Peut-on aller contre la « loi de l'histoire » ? On mesure là tous les dangers à proclamer une « loi naturelle en Histoire » au simple motif qu'une modélisation est réductrice et ses résultats contenus dans les hypothèses. N'empêche qu'une modélisation où  $g$  dépend de  $s$  permet d'expliquer des écarts de croissance, des phénomènes de

---

8. De ce point de vue, tout macroéconomiste adepte de l'optimisation intertemporelle ne pourra se départir d'un certain scepticisme à l'égard de la lecture que fait Thomas Piketty de la fameuse « loi »  $r > g$ , (cf. Mankiw, 2015), résultat de toute une classe de modèles, dans lesquels le taux d'intérêt régule l'accumulation optimale du capital, et qui n'implique pas nécessairement les conséquences « apocalyptiques » du livre.

décollage industriel, alors qu'une « loi historique » se révèle somme toute beaucoup plus difficilement interprétable et paradoxale (dès lors qu'on envisage des mesures de politique économique pour favoriser la croissance.

Aussi, en penchant du côté d'une interprétation de ses propres résultats comme « loi historique » qu'il aurait percée par les statistiques produites, Thomas Piketty n'apporte-t-il pas de l'eau au moulin de Pareto quant au caractère « naturel » des inégalités, en fournissant en tout cas les données qui manquaient à ce dernier pour asseoir sa théorie des inégalités naturelles ? Paradoxalement, ne conforte-t-il pas Pareto ? Thomas Piketty consacre d'ailleurs en p. 582 un paragraphe dédié à « Pareto et l'illusion de la stabilité des inégalités » qui évidemment dissipe toute ambiguïté quant au caractère paretien de son projet, mais souligne néanmoins les apories et dangers d'une « loi naturelle » en Histoire.

Il reste que, précisément, pour avoir buté sur la question de la modélisation des contradictions du capitalisme, la tâche monumentale réalisée par Thomas Piketty est peut-être encore inachevée et, c'est là toute sa grandeur. En page 942, l'auteur conclut sur « La contradiction centrale du capitalisme :  $r > g$  ». En quoi est-ce une contradiction ? Ça l'est chez Marx, mais ça ne l'est pas chez Piketty. En effet, l'accumulation du capital ne se traduit pas chez ce dernier par une baisse tendancielle du taux de profit (il en explique les raisons par l'élasticité de substitution  $K/L > 1$ ). Il n'y a donc aucune raison que cesse l'accumulation du capital, moteur du capitalisme. L'auteur lui-même situe son propre apport dans la mise à jour de cette inégalité fondamentale du capitalisme ( $r \gg g$ ) qui a toujours été (et restera) la norme dans l'Histoire. Partant de là, la voie du renoncement politique pourrait être une réponse quiétiste à cette loi de l'Histoire, mais Thomas Piketty veut croire à une forme de *praxis* pour lutter contre ces inégalités. Sur un plan théorique, un hiatus et une différence de nature subsistent entre le principe de « la loi dans l'histoire » et « une solution d'équilibre de long terme ». L'ouvrage navigue longtemps entre les deux pour finalement revendiquer la leçon de l'Histoire.

Ces deux lectures véhiculent des conceptions opposées : soit on retient que la loi du 5 pour 1 conduit à une société profondément inégalitaire qu'il convient de combattre sans relâche car l'inégalité entre les revenus du travail et du capital est consubstantielle à toutes les époques du capitalisme ; soit on conçoit ce rapport profondément

inégalitaire comme au fondement de l'activité humaine (c'est là le danger de proclamer des « lois naturelles en Histoire »), et partant de la dynamique de la croissance. Les inégalités sont-elles le facteur historique de la croissance ? Curieusement, la lecture du 5 pour 1 peut le laisser accroire, mais Thomas Piketty, dans son ouvrage, ne répond pas à cette question faute de mobilisation d'un modèle testant l'incidence des inégalités sur la croissance. Pour dépasser les inconséquences et les impasses théoriques d'un modèle où la croissance serait une fonction négative de l'épargne, notre suggestion est précisément d'adopter une perspective cliométrique pour aider à trancher ce débat sur l'incidence des inégalités sur la croissance, dans une perspective historique. Pour les lecteurs non familiers de la cliométrie, je ferai un bref rappel de ce qu'est la cliométrie, ses objectifs et sa méthodologie, avant d'évoquer quelques pistes de recherche cliométriques auxquelles invite l'ouvrage de Thomas Piketty.

Avec l'attribution du prix Nobel d'économie à Robert Fogel pour « l'économétrie rétrospective » et Douglass North pour la « nouvelle économie institutionnelle », la cliométrie a été reconnue pour ses choix méthodologiques, ses modèles de comportement économique explicites, cohérents, rigoureux et testables empiriquement, appliqués à des séries quantitatives historiques. De fait, les auteurs se revendiquant de cette veine de recherche, s'assignent pour tâche l'étude de faits économiques passés à la lumière de modèles explicites, testés selon des critères généralement statistiques ou économétriques. Il est étonnant que Thomas Piketty ne revendique pas cette filiation, alors même qu'il produit des statistiques historiques nouvelles ainsi qu'une interprétation nouvelle de l'histoire. Ses réticences à exploiter le modèle standard de préférence pour le présent marqueraient presque, sinon un rejet, du moins une méfiance, vis-à-vis du caractère trop systématique de cette approche.

Pourtant, le recours explicite à la théorie économique (en plus de l'économétrie) fournit un cadre conceptuel cohérent capable d'expliquer rationnellement certains faits économiques et il serait dommage de s'en priver. Pour n'en rester qu'à l'énoncé très général des objectifs de la cliométrie, reprenons le discours de la méthode selon quelques-uns de ses illustres fondateurs : « Nous rejetons d'emblée la dichotomie théorie-histoire » écrivent Conrad et Meyer (1957), connus pour leur analyse cliométrique du système esclavagiste dans le Vieux sud-américain (1958). Ces auteurs assignent à la cliométrie de réconcilier histoire et théorie économique. Il ne saurait y avoir d'histoire économique sans

théorie économique sous-jacente. Donald McCloskey (1987) partage cette vision, estimant que « la 'révolution' de la *New Economic History* a permis d'éviter les absurdités d'une histoire économique sans économie ». La cliométrie apparaît ainsi à ses promoteurs comme une exigence méthodologique nouvelle et « comme la volonté de dépasser le stade de la simple description, de mieux formuler les problèmes, et de mettre plus de rigueur dans les explications causales », (Gersschenkron, 1968). Pour les cliomètres, « la théorie économique serait plus à même d'ordonner les questions posées à l'histoire, d'avancer des hypothèses susceptibles d'expliquer le passé, de fournir des instruments d'analyse utiles à sa compréhension » (Rollinat, 1997). Pour une discussion plus approfondie de cette thématique qui traverse véritablement tous les âges de la cliométrie, on pourra se reporter avec profit aux revues de la littérature de Wright (1971), Crafts (1987), Goldin (1995), Lyons *et al.* (2008).

La cliométrie se revendique ainsi en premier lieu comme une méthode d'analyse de l'histoire et le positionnement méthodologique la figure imposée de tout cliomètre. Eichengreen (1994) dans son commentaire sur l'apport de Fogel à la discipline le mentionne explicitement et parle à son sujet de réconciliation de l'analyse économique et de l'Histoire : « La meilleure histoire, comme la meilleure économie, repose sur une théorie, de sorte que leur cohérence logique peut être vérifiée, leurs hypothèses de base identifiées, leurs propositions essentielles testées ».

Indiscutablement, le projet de Thomas Piketty est d'essence ou d'obéissance cliométrique, même s'il ne se revendique nullement comme cliomètre, faisant montre d'un attachement plus fort à l'histoire économique traditionnelle et se posant avant tout comme un chercheur en sciences sociales, promoteur d'une économie politique et historique (Piketty, 2015). Néanmoins, si l'auteur du *Capital au XXI<sup>e</sup> siècle* ne revendique pas lui-même cette filiation, il invite fortement son lecteur à franchir le pas. Comment, en effet, ne pas être tenté par l'entreprise car un modèle parvenant à expliquer la croissance dans l'histoire par le partage salaire/profit reste encore à écrire. Toute la difficulté de l'entreprise consiste à proposer une modélisation où l'épargne (assurément productrice d'inégalités) deviendrait aussi un frein à la croissance. Pour dépasser cette inconséquence théorique, ne serait-il pas judicieux et préférable de se tourner vers une analyse de la dynamique des interactions entre inégalités, partage de la valeur ajoutée et croissance dans l'histoire ? On peut toujours opposer que la complexité

des relations entre variables ne peut se laisser embrasser dans sa totalité par quelque forme économétrique réduite. Mais il peut être justement opportun, non seulement de s'appuyer sur l'économétrie des séries temporelles, les données de panel, mais aussi sur l'économie de la complexité pour dénouer l'écheveau complexe de la dynamique historique des interactions entre inégalités, partage de la valeur ajoutée et croissance. En tout cas, c'est bien cette piste de recherche cliométrique prometteuse que la lecture stimulante de l'ouvrage de Thomas Piketty suggère. « Que faire ? » après la lecture du *Capital au XXI<sup>e</sup> siècle* ? Assurément un peu de cliométrie !

## Références

- Acemoglu D., Robinson J. A., 2015, « The Rise and Decline of General Laws of Capitalism », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 29, n° 1 pp. 3-28.
- Allègre G. et X. Timbeau, 2014, « A propos du Capital au XXI<sup>e</sup> Siècle de Thomas Piketty », *Revue de l'OFCE*, n° 137.
- Asensio A., 2015, « Book review: Thomas Piketty, Capital in the Twenty-First Century », *Review of Keynesian Economics*, vol. 3, n° 1, pp. 129-133.
- Auerbach A. J., Hassett K., 2015, « Capital Taxation in the Twenty-First Century », *American Economic Review*, vol. 105, n° 5, pp. 38-42.
- Barro R. J., Sala-i-Martin X., 2003, *Economic Growth*, MIT Press.
- Bonnet O., Bono P.-H., Chapelle G., Wasmer E., 2014, « Does housing capital contribute to inequality? A comment on Thomas Piketty's *Capital in the 21st Century*? », *Sciences Po Economics Discussion Papers*.
- Cass D., 1965, « Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation », *Review of Economic Studies*, vol. 32, n° 3, pp. 233-240.
- Conrad A. H., Meyer J. R., 1957, « Economic Theory, Statistical Inference and Economic History », *Journal of Economic History*, n° 17, pp. 524-544.
- Conrad A. H., Meyer J. R., 1958, « The Economics of Slavery in the Ante Bellum South », *Journal of Political Economy*, vol. 66, n° 2, pp. 95-130.
- Jones Charles I., 2015, « Pareto and Piketty: The Macroeconomics of Top Income and Wealth Inequality », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 29, n° 1, pp. 29-46.
- Crafts N., 1987, « Cliometrics, 1971-1986: A Survey », *Journal of Applied Econometrics*, n° 2, pp. 171-192.
- Domar E. D., 1946, « Capital expansion, rate of growth and employment », *Econometrica*, n° 14, pp. 137-147.
- Domar E. D., 1947, « Expansion and employment », *American Economic Review*, n° 37, pp. 34-55.

- Duménil G., D. Lévy, 2014, « Économie et politique des thèses de Thomas Piketty I – Analyse critique », *Actuel Marx*, n° 56.
- Duménil G., Lévy D., 2015, « Économie et politique des thèses de Thomas Piketty II – Une lecture alternative de l'histoire du capitalisme », *Actuel Marx*, n° 57.
- Eichengreen B., 1994, « The Contributions of Robert W. Fogel to Economics and Economic History », *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 96, n° 2, pp. 167-179.
- Facchini F., Couvreur S., 2015, « Inequality: The original economic sin of capitalism?, An Evaluation of Thomas Piketty's *Capital in the twenty-first century* », *European Journal of Political Economy*, vol. 39, n° C, pp. 281-287.
- Gerschenkron A., 1968, *Continuity in History and other Essays*, Cambridge, The Belknap Press of Harvard University Press.
- Goldin C., 1995, « Cliometrics and the Nobel », *Journal of Economic Perspectives*, n° 9, pp. 191-208.
- Grewal D. S., 2014, « Book Review : The Laws of Capitalism », *Harvard Law Review*, Vol. 128, p. 626-668 ; *Yale Law and Economics Research Paper*, n° 513, Yale Law School, *Public Law Research Paper*, n° 522.
- Harrod R. F., 1939, « An essay in dynamic theory », *Economic Journal*, n° 49, pp. 14-33.
- Harrod R. F., 1948, *Towards a Dynamic Economics*, Londres, Macmillan.
- Haskel J., Westlake S., 2017, *Capitalism without Capital the Rise of the Intangible Economy*, Princeton University Press.
- Homburg S., 2015, « Critical remarks on Piketty's *Capital in the Twenty-first Century* », *Applied Economics*, vol. 47, n° 14, pp. 1401-1406.
- Kaldor N., 1957, « A model of economic growth », *The Economic Journal*, vol. 67, n° 268, pp. 591-624.
- Kaldor N., Mirrlees J. A., 1962, « A new model of economic growth », *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 29, n° 3, pp. 174-192.
- King J. E., 2017, « The Literature on Piketty », *Review of Political Economy*, vol. 29, n° 1, pp. 1-17.
- Koopmans T. C., 1965, « On the Concept of Optimal Economic Growth », in *The Economic Approach to Development Planning*, Chicago, Rand McNally. pp. 225-287.
- Krusell P., Smith A. A., 2015, « Is Piketty's "Second Law of Capitalism" Fundamental? », *Journal of Political Economy*, vol. 123, n° 4, pp. 725-748. « Lire *Le capital* de Thomas Piketty », 2015, *Dossier Annales, Histoire, Sciences Sociales*, (70e année), Éditions de l'EHESS.
- Lyons J. S., Cain L. P., Williamson S. H., 2008, *Reflections on the Cliometrics Revolution. Conversations with Economic Historians*, Londres, Routledge.



- Madsen J. B., Minniti A., Venturini F., 2018, « Assessing Piketty's second law of capitalism », *Oxford Economic Papers*, vol. 70, n° 1, pp. 1-21.
- López-Bernardo J., López-Martínez F., Stockhammer E., 2016, « A Post-Keynesian Response to Piketty's *Fundamental Contradiction of Capitalism* », *Review of Political Economy*, vol. 28, n° 2, pp. 190-204.
- Malinvaud E., 1991, *Voies de la recherche macroéconomique*, Paris, Ed. Odile Jacob.
- Mankiw N. G., Romer D., Weil D., 1992, « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, n° 107, pp. 407-437.
- Mankiw, N. G., 2015, « Yes,  $r > g$ . So What? », *American Economic Review*, vol. 105, n° 5, pp. 43-47.
- Martins N. O., 2015, « Inequality, sustainability and Piketty's capital », *Ecological Economics*, n° 118.
- Marx K., 1867, *Le Capital*.
- McCloskey D., 1987, *Econometric History (Studies in Economic and Social History)*, Londres, Palgrave.
- Milanovic B., 2014, « The Return of 'Patrimonial Capitalism': A Review of Thomas Piketty's *Capital in the Twenty-First Century* », *Journal of Economic Literature*, vol. 52, n° 2, pp. 519-34.
- Palley T., 2017, « Inequality and growth in neo-Kaleckian and Cambridge growth theory », *Review of Keynesian Economics*, vol. 5, n° 2, pp. 146-169.
- Piketty T., 2013, *Le Capital au XXI<sup>e</sup> siècle*, Paris, Editions du Seuil.
- Piketty T., 2015, « Vers une économie politique et historique. Réflexions sur le capital au XXI<sup>e</sup> siècle », *Dossier Annales. Histoire, Sciences Sociales*, (70<sup>e</sup> année), Lire *Le capital* de Thomas Piketty, Éditions de l'EHESS.
- Ramsey F. P., 1928, « A Mathematical Theory of Saving », *Economic Journal*, vol. 38, n° 152, pp. 543-559.
- Ray D., 2015, « Nit-Piketty: A Comment on Thomas Piketty's *Capital in the Twenty First Century* », *CESifo Forum*, vol. 16, n° 1, pp. 19-25.
- Rollinat R., 1997, *La nouvelle histoire économique*, Éditions Liris, Paris, 256 p.
- Rowthorn R., 2014, « A note on Piketty's *Capital in the Twenty-First Century* », *Cambridge Journal of Economics*, vol. 38, n° 5, pp. 1275-1284.
- Solow R. M., 1956, « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, n° 1, pp. 65-94.
- Soskice, 2014, « *Capital in the twenty-first century: a critique* », *British Journal of Sociology*, Special Issue: Piketty Symposium, vol. 65, n° 4, pp. 650-666. « Special Issue on Piketty's Capital », 2014, *Real-world economics review*, n° 69.

- Taylor L., 2014, « The Triumph of the Rentier? Thomas Piketty vs. Luigi Pasinetti et John Maynard Keynes », *International Journal of Political Economy*, vol. 43, n° 3, pp. 4-17.
- Raoult S., Leonard B., Derby A., 2017, « A Prophet in his Hometown? The Academic Reception of Thomas Piketty's, *Capital in the Twenty-First Century* Across Disciplines in France and in the United States », *The American Sociologist*, pp. 1-23.
- Swan T. W., 1956, « Economic Growth and Capital Accumulation », *Economic Record*, John Wiley and Sons, vol. 32, n° 2, pp. 334-361.
- Weil D. N. 2015, « Capital and Wealth in the Twenty-First Century », *American Economic Review*, vol. 105, n° 5, pp. 34-37.
- Wright G., 1971, « Econometric Studies of History », in: Intriligator, M. (Ed.): *Frontiers of Quantitative Economics*, Amsterdam, North-Holland, pp. 412-459.
- Zamparelli L., 2017, « Wealth Distribution, Elasticity of Substitution, and Piketty: An 'Anti-Dual' Pasinetti Economy », *Metroeconomica*, vol. 68, n° 4, pp. 927-946.

# CONVERGENCE DES TAUX DE CHÔMAGE ET PERSISTANCE DES INÉGALITÉS FEMMES-HOMMES L'IMPACT DU DIPLÔME ET DE LA PRÉSENCE DES JEUNES ENFANTS SUR L'EMPLOI ET LE NON-EMPLOI

**Mathilde Guergoat-Larivière**

*Conservatoire national des Arts et Métiers, LIRSA et CEET*

**Séverine Lemièrre**

*IUT Paris Descartes et Mage*

---

Cet article analyse le continuum des situations des femmes et des hommes sur le marché du travail à partir de l'*Enquête Emploi 2016*. Huit situations sont distinguées : l'emploi à temps complet, l'emploi à temps partiel long, l'emploi à temps partiel court, le chômage, les trois types de halo du chômage et l'inactivité. La présence des femmes et des hommes dans ces différents états est quantifiée et comparée au regard de leur diplôme et de la présence de jeunes enfants. Si les femmes sont moins souvent au chômage que les hommes, il apparaît que le continuum des huit situations est extrêmement différent pour les femmes et pour les hommes, remettant ainsi en question la pertinence de l'indicateur le plus utilisé dans le débat public. À partir d'un logit multinomial, nous montrons qu'en dépit de l'élévation de leur niveau de diplôme, les femmes ont toujours plus de risques de se trouver dans toute autre situation que l'emploi à temps complet et notamment dans les situations les moins visibles telles que l'inactivité ou le halo du chômage. Nous montrons enfin comment les effets croisés du niveau de diplôme et de la présence d'un enfant de moins de 3 ans s'articulent et confirment l'homogénéité des situations des hommes face à la grande diversité de celles des femmes.

*Mots clés* : genre, taux de chômage, halo du chômage, inactivité, inégalités, indicateurs du marché du travail.

---

**E**n application de la définition internationale adoptée en 1982 par le Bureau International du Travail (BIT), un chômeur est une personne en âge de travailler qui répond à trois critères : être sans emploi (c'est-à-dire ne pas avoir travaillé, ne serait-ce qu'une heure, durant une

semaine de référence), être disponible pour occuper un emploi (dans les 15 jours), et avoir recherché activement un emploi dans le mois précédent (ou en avoir trouvé un qui commence dans moins de trois mois). Nous assistons cependant depuis plusieurs années à ce que Gautié (2002) appelle une « déconstruction » du chômage dans le sens où sa mesure statistique est de plus en plus remise en cause, à la fois comme catégorie de représentation de la réalité du marché du travail mais également comme outil d'action des pouvoirs publics. Les approches dichotomiques distinguant les individus selon qu'ils sont en emploi ou au chômage, actifs ou inactifs, ne permettent effectivement pas de visualiser le continuum des situations plus ou moins éloignées de l'emploi. La multiplication d'états intermédiaires sur le marché du travail invite à dépasser les indicateurs habituels caractérisant l'accès à l'emploi, et cela en particulier dans l'optique d'une comparaison femmes-hommes puisque les situations d'emploi des femmes sont connues pour être moins « polarisées » entre emploi à temps complet et chômage que celles des hommes (Maruani et Méron, 2012). Au sein même de la catégorie des femmes dites inactives, les enquêtes qualitatives peuvent montrer les distinctions floues avec l'emploi ; « les femmes au foyer d'aujourd'hui sont des femmes qui déplacent les frontières du travail non déclaré, du travail déclaré et des activités au foyer » (Dieu *et al.*, 2010).

Cet article propose de construire, à partir de l'*Enquête Emploi* 2016, un continuum allant de l'emploi à temps complet jusqu'à l'inactivité, et distinguant le halo du chômage. Ce continuum permet de rendre visible la complexité des inégalités entre femmes et hommes face à l'emploi en dépit d'une convergence de leur taux de chômage. S'appuyant sur ce continuum, l'article s'attache également à quantifier les inégalités entre hommes et femmes, en calculant leurs probabilités respectives de se trouver dans les différents états du marché du travail à partir d'un logit multinomial et en analysant les effets directs et combinés du niveau de diplôme et de la présence de jeunes enfants.

## 1. Un taux de chômage qui reflète mal le continuum des situations sur le marché du travail

De nombreux travaux ont été menés pour tenter de mieux prendre en compte les états intermédiaires entre emploi, chômage et inactivité. Des indicateurs alternatifs comme le sous-emploi ou le « halo » du

chômage<sup>1</sup> se sont développés. Dès la fin des années 1980, le halo a été analysé en France afin de mieux comprendre les franges existantes autour du noyau central du chômage (Cézard, 1986 ; Cézard *et al.*, 1991). Cependant, le débat public reste extrêmement focalisé sur les indicateurs de taux de chômage ou au mieux de taux d'emploi. Or, les travaux d'Eurostat (2015) montrent qu'en Europe, les femmes sont minoritaires parmi les personnes en emploi comme au chômage mais sont au contraire majoritaires parmi toutes les autres situations particulières sur le marché du travail : temps partiel, sous-emploi, halo du chômage et inactivité.

### 1.1. La difficile question du souhait de travailler

Si la frontière entre chômage et inactivité est de plus en plus floue et la pertinence du taux de chômage remise en cause, se pose alors la question de raisonner sur le « non-emploi », notamment pour les femmes. Cet article se situe en partie dans cette réflexion élargie du « non-emploi », s'éloignant de la stricte définition du chômage au sens du BIT. Si Gautié (2002) met en garde contre les risques de cet effacement de la notion de « chômage » au profit de celle de « non emploi » qui serait « symptomatique d'une refocalisation sur les comportements des individus, soupçonnés pour beaucoup d'entre eux d'être des sans-emploi volontaires », faisant notamment référence à la controverse autour des travaux de Laroque et Salanié (2000), notre positionnement est tout autre et propose au contraire une approche élargie du chômage, en limitant justement le poids donné au souhait de travailler. La question du souhait est en effet problématique pour comprendre le non-emploi des femmes. Dans la définition du chômage, on constate que ce n'est pas la seule privation d'emploi qui crée le « chômeur » : la question du souhait de travailler est centrale et ce souhait doit se refléter dans une recherche d'emploi ou une disponibilité pour travailler. Or, le souhait de travailler n'est pas envisagé socialement de la même manière pour les femmes et pour les hommes. Ravel (2007) montre que si dans « les années 1970, 95 % des femmes sans travail étaient inactives et 5 % chômeuses ; en 2002, 21 % d'entre elles sont au chômage », alors que quand « c'est l'homme qui ne travaille pas, il

---

1. Si le halo du chômage désigne tout d'abord les contours flous du chômage, l'INSEE en a proposé un indicateur depuis 2013 qui regroupe les individus inactifs recherchant un emploi mais non disponibles, les individus inactifs disponibles mais ne recherchant pas d'emploi et les individus inactifs non disponibles et ne recherchant pas d'emploi mais déclarant souhaiter travailler.

est au chômage plus d'une fois sur deux ». Comme le note Maruani (2002), « l'inactivité est un statut qui demeure socialement admissible pour les femmes, difficilement pensable pour les hommes ». S'arrêter de travailler pour s'occuper de ses enfants relève bien souvent de normes intériorisées par les femmes comme une « bonne solution » pour articuler vie professionnelle et vie familiale sur leur cycle de vie. Cette intériorisation des normes suppose donc d'utiliser le terme de « choix » ou de « souhait » avec beaucoup de précaution. Coudin et Thélot (2009) montrent par exemple que les différentes raisons de non-disponibilité à occuper un emploi rapidement (poursuite d'études ou de formation, raisons personnelles, garde d'enfants) sont très différentes pour les femmes et les hommes et agissent très différemment sur la probabilité de retour à l'emploi. En particulier, les inactifs déclarant souhaiter travailler mais non disponibles pour des raisons personnelles ou de garde d'enfants (qui sont principalement des femmes), ont très rarement un emploi un trimestre plus tard (11 % des cas) tandis qu'un quart d'entre eux passent en inactivité « sans souhait » de travailler.

## **1.2. L'élévation du niveau d'éducation des femmes, facteur de réduction des inégalités ?**

Une des principales explications de l'amélioration de la situation des femmes sur le marché du travail est l'élévation de leur niveau d'éducation depuis plusieurs décennies. En 1984, environ 20 % des filles et des garçons entrés dans la vie active depuis moins de six ans possédaient un diplôme de l'enseignement supérieur (Mainguéné et Martinelli, 2010). Aujourd'hui, 85 % des filles ont le baccalauréat contre 72 % des garçons, et 60 % des titulaires de master sont des filles (MENESR, 2016). De l'autre côté, 19 % des garçons n'ont aucun diplôme en début de vie active et cette proportion n'a pas baissé depuis 1999 alors que la proportion des filles sans diplôme a diminué de 16 % en 1999 à 12 % en 2008 (Mainguéné et Martinelli, 2010).

Le diplôme constituant l'un des principaux déterminants de la participation au marché du travail, cette augmentation du niveau d'études plus marquée pour les filles a des effets directs sur les situations d'emploi relatives des hommes et des femmes. Cette évolution conduit à de forts effets de structure et suppose donc d'observer la présence relative des femmes et des hommes sur tout le continuum d'emploi à niveau de diplôme donné. L'amélioration de la situation relative des femmes par rapport aux hommes sur le marché du travail, mesurée par le taux de chômage ou le taux d'emploi n'est-elle que le reflet d'un plus

haut niveau d'éducation des femmes ou constate-t-on une plus grande égalité entre hommes et femmes « toutes choses égales par ailleurs », sur l'ensemble des situations du continuum ? L'amélioration constatée à l'aune de ces indicateurs capte-t-elle l'ensemble des situations intermédiaires entre l'emploi (notamment à temps plein) et l'inactivité ?

### **1.3. Le rôle toujours déterminant de la présence d'enfants sur les situations d'emploi**

Si le niveau de formation impacte très fortement la situation d'emploi à la fois pour les femmes et pour les hommes, la présence d'enfants constitue un autre déterminant essentiel, avec des effets très différenciés sur les femmes et les hommes.

Ainsi, le taux d'activité des femmes en couple avec un enfant de moins de trois ans s'établit à 80 %, tandis qu'il descend à 68 % pour les femmes avec deux enfants dont au moins un de moins de trois ans et jusqu'à 42 % pour les femmes avec trois enfants dont au moins un de moins de 3 ans. Ce taux est respectivement de 96 %, 94 % et 92 % pour les hommes (Insee, 2017). Par ailleurs, la porosité entre les situations de chômage et d'inactivité est plus grande pour les femmes quand elles commencent à avoir des enfants. Sur des données de 2007, Galtier (2011) montre ainsi que les mères ayant au moins un enfant de moins de trois ans non scolarisé ont un taux d'emploi de 20 points inférieur à celui des femmes âgées de 25 à 45 ans et constate que ces mères sont plus souvent non seulement au chômage mais surtout inactives, pointant à nouveau la difficulté à appréhender les situations des femmes sans emploi à travers le seul taux de chômage. Les travaux adoptant une dimension longitudinale et analysant les trajectoires professionnelles montrent également que le nombre de femmes sans emploi, qu'elles soient inactives, en congé parental ou au chômage, progresse avec le nombre d'enfants (Pailhé et Solaz, 2007). Parallèlement, les hommes au chômage avant la naissance sont bien plus nombreux à intensifier leur recherche d'emploi ou à reprendre un emploi l'année suivante tandis que les chômeuses sont, elles, plus souvent ralenties dans leur recherche d'emploi (Pailhé et Solaz, 2007).

Au-delà des questions de choix, souvent intériorisés, différentes recherches montrent que la qualité des emplois occupés, la difficulté de trouver un emploi ou le niveau de diplôme pèsent sur l'arbitrage entre emploi et inactivité pour les femmes. Les conséquences des naissances sur l'emploi diffèrent ainsi nettement selon le niveau

d'éducation des femmes : si les plus diplômées ajustent davantage leur temps de travail, les moins diplômées tendent plutôt à sortir du marché du travail. Ainsi, les mères qui ne travaillent plus sont nettement moins diplômées que les mères qui travaillent toujours, mais davantage que les mères qui n'ont jamais travaillé (Galtier, 2011).

Dans la lignée des travaux sur la comptabilisation du travail des femmes menés par Maruani et Méron (2012), notre analyse statistique vise d'une part à visualiser les effets du diplôme et de la présence d'enfants sur le continuum d'emploi et d'autre part à estimer les probabilités prédites des femmes et des hommes d'être dans les différents états à partir d'une régression logistique.

## 2. Méthodologie

### 2.1. Construire un continuum des situations d'emploi à partir des variables de l'*Enquête Emploi 2016*

Afin d'éclairer les situations comparées des femmes et des hommes sur le marché du travail, nous mobilisons l'*Enquête Emploi 2016*<sup>2</sup> produite par l'INSEE qui constitue la principale source d'information statistique sur l'emploi en France et sert en particulier à mesurer le chômage au sens du Bureau International du Travail (BIT). Elle permet de classer tous les individus interrogés au sein des trois grandes classes que sont l'emploi, le chômage et l'inactivité.

À partir des variables disponibles dans l'enquête Emploi, nous construisons une variable distinguant huit états possibles sur le marché du travail :

- l'emploi à temps complet,
- l'emploi à temps partiel d'une durée supérieure ou égale à 28 heures par semaine,
- l'emploi à temps partiel d'une durée inférieure à 28 heures par semaine,
- le chômage (au sens du BIT),
- le halo 1 (individus inactifs qui recherchent un emploi, mais non disponibles),
- le halo 2 (individus inactifs qui sont disponibles, mais ne recherchent pas d'emploi),

---

2. Données enquête Emploi (en continu) – 2016, INSEE [producteur], ADISP-CMH [diffuseur].



- le halo 3 (individus inactifs qui, bien que déclarant souhaiter travailler, ne sont pas disponibles et ne recherchent pas d'emploi),
- l'inactivité (hors halo).

L'échantillon est réduit aux individus de 15 à 64 ans hors étudiants, apprentis, préretraités et retraités. La construction des différents états et la réduction de l'échantillon sont réalisées sur la base de la variable d'activité ACTEU6<sup>3</sup>, de la variable de situation principale sur le marché du travail lors du mois de l'enquête SP00, du statut regroupé mis en cohérence avec la profession STATUTR, de la variable de temps de travail HHC et des variables HALO et HALOR permettant d'identifier le halo.

Les huit états décrivent ainsi un continuum entre la norme de l'emploi à temps complet à un extrême et l'inactivité à l'autre extrême. Le choix de cette variable à huit modalités est guidé par plusieurs facteurs, tous liés à la volonté de dépasser le traditionnel triptyque emploi-chômage-inactivité. Nous avons distingué les temps partiels « longs » dont la durée est égale ou supérieure à 28 heures par semaine (soit environ 4 jours et plus) et les temps partiels courts dont la durée horaire est inférieure à 28 heures par semaine. Cette distinction permet d'isoler un temps partiel plus proche de la norme d'emploi à temps plein d'un temps partiel plus éloigné, sans intégrer la question du choix de travailler à temps partiel dont on sait l'usage controversé pour rendre compte des écarts entre femmes et hommes. En parallèle, nous portons une attention toute particulière à l'inactivité et au halo du chômage. Les efforts statistiques déployés pour mesurer le halo du chômage peuvent en effet être considérés comme une amélioration de l'identification des individus qui ne sont pas très éloignés du marché du travail dans la mesure où ils déclarent souhaiter travailler, mais le décompte des individus qui n'indiquent pas (ou plus) leur souhait de travailler est tout aussi essentiel. La définition du « halo » a été discutée dans le cadre d'un groupe de travail du Conseil national de l'information statistique (CNIS) qui a recommandé de retenir dans ce halo toutes les personnes classées comme inactives mais qui déclarent souhaiter travailler et de distinguer au sein de ce halo les trois catégories susmentionnées. La création du continuum en huit états montre comment se composent et s'articulent toutes les catégories statistiques caractérisant

---

3. Dans l'*Enquête Emploi 2016*, les femmes en congé maternité et les parents en congé parental sont comptabilisés dans l'emploi.

les positions des individus sur le marché du travail. En dehors du temps partiel, nous ne distinguons pas les différents types de durées de contrats de travail (CDI, CDD ou travail intérimaire). La succession des contrats ainsi que la multiplication des croisements entre durée du contrat et temps de travail rendraient illisibles les résultats.

Ce continuum en huit états est utilisé pour illustrer la dispersion des hommes et des femmes dans les différents états du marché du travail dans les statistiques descriptives. Les régressions économétriques menées à la suite regroupent les trois types de halo dans une seule et même catégorie afin de ne pas conserver des modalités avec trop peu d'effectifs : la variable expliquée comprend alors six modalités.

## 2.2. Régressions et probabilités prédites

Afin d'analyser les situations respectives des femmes et des hommes « toutes choses égales par ailleurs », des régressions logistiques multinomiales sont mises en œuvre. Deux régressions sont menées : l'une sur l'échantillon des femmes, l'autre sur l'échantillon des hommes. Les variables explicatives sont : l'âge découpé en trois modalités (15-24 ans, 25-49 ans servant de référence et 50-64 ans), le diplôme (en cinq catégories : « sans diplôme ou brevet des collèges » prise en référence, « titulaire d'un BEP ou CAP », « titulaire du Baccalauréat ou d'un brevet professionnel », « titulaire d'un bac+2 », « titulaire d'un diplôme supérieur à Bac+2 »), le fait de vivre en couple (marié ou non) ou d'être célibataire, la présence d'au moins un enfant de moins de trois ans, le nombre d'enfants de moins de 18 ans. Des variables sur la situation géographique et l'origine sont également intégrées : le fait d'habiter en zone rurale ou urbaine, le fait d'habiter ou non en zone urbaine sensible (ZUS), la nationalité (française prise en référence, étrangère à l'Union européenne à 28, étrangère hors UE-28) et le fait d'avoir une mère et/ou un père né.e à l'étranger. Les statistiques descriptives des variables explicatives (tableau A1) ainsi que les résultats des deux régressions logistiques sont présentés en annexe (tableaux A2 et A3).

La mise en œuvre de modèles logits multinomiaux suppose une dissemblance des différentes catégories de la variable expliquée. Cette hypothèse dite d'indépendance des alternatives non pertinentes (*Irrelevance of Independent Alternatives* ou *IIA* en anglais) peut être testée statistiquement à l'aide du test de Hausman et du test de Small-Hsiao. Dans notre cas, dans la régression sur l'échantillon des hommes

comme dans celle sur l'échantillon des femmes, le test d'Hausman conduit à rejeter l'hypothèse IIA tandis que le test de Small-Hsiao conduit à ne pas la rejeter. Comme le soulignent Long et Freese (2014), ces tests statistiques amènent souvent à des résultats contradictoires et la justification du choix de ces modèles passe donc tout autant par la vraisemblance de l'hypothèse d'un point de vue analytique que par la validation des tests statistiques. Un modèle alternatif au modèle logit multinomial pourrait être d'utiliser un modèle logit emboîté où dans notre cas, la première dichotomie pourrait consister à séparer l'emploi du non-emploi. Cependant, cette représentation ne correspond précisément pas à ce que nous cherchons à mettre en avant, à savoir le continuum des situations d'emploi et de non-emploi et l'insuffisance des représentations traditionnelles opposant emploi et non-emploi ou emploi à temps plein et chômage. Pour les femmes notamment, les alternatives entre les différentes situations se construisent de manière complexe, autour des questions de disponibilité, de « souhait » de travailler, de temps de travail etc. comme nous l'avons montré en première partie.

### **Encadré 1. Calculs des probabilités prédites moyennes pour différents sous-groupes**

À partir des résultats des deux régressions, nous calculons, grâce à la commande *pvalue* de Stata, les probabilités prédites des femmes et des hommes de se trouver dans les différents états du marché du travail définis dans notre continuum. Nous comparons ensuite les écarts de probabilités entre femmes et hommes et selon différentes caractéristiques (niveau de diplôme et présence d'un enfant de moins de trois ans). Le choix de comparer des différences et non des rapports de probabilités est privilégié dans l'analyse car les ordres de grandeur des probabilités prédites sont très différents selon les états du continuum. Par exemple, les probabilités de se trouver dans le halo sont beaucoup plus faibles en niveau (pour les femmes comme pour les hommes) que les probabilités d'être en emploi à temps complet, si bien que le rapport de probabilités entre femmes et hommes est beaucoup plus sensible à des variations de quelques points de pourcentage sur les catégories comportant en moyenne moins de personnes.

Les probabilités prédites d'être dans les différents états du continuum pour les différentes catégories de femmes et d'hommes (selon leur niveau de diplôme et la présence de jeunes enfants) sont calculées en fixant les variables indicatrices correspondantes (catégories de diplôme et indicatrice de présence d'au moins un jeune enfant) à 1 ou 0 et toutes les autres variables à leur valeur moyenne (ce qui équivaut dans le cas de variables

indicatrices à considérer la *proportion* de personnes ayant cette caractéristique dans l'échantillon). Pour les niveaux de diplôme, nous comparons les peu ou non diplômé.e.s (sans diplôme ou brevet des collèges) aux très diplômé.e.s (supérieur à Bac+2).

### 3. La plus grande dispersion des femmes dans les différents états du continuum

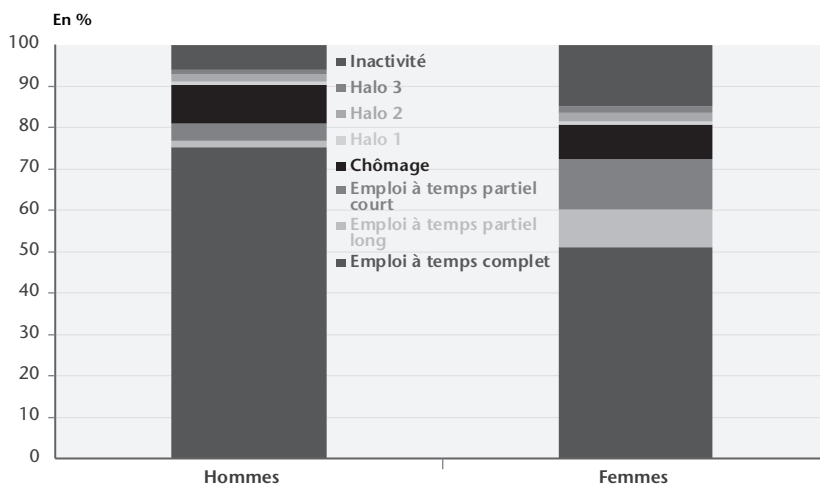
#### 3.1. Des différences persistantes entre femmes et hommes masquées par une convergence des taux de chômage

Le graphique 1 illustre les différences persistantes entre les situations des femmes et des hommes sur le marché du travail en dépit de la convergence de leurs taux de chômage. Les hommes sont ainsi particulièrement présents dans la norme d'emploi à temps complet (75,2 %) et dans la catégorie du chômage (9,5 %), alors que les femmes sont davantage dispersées sur toutes les situations du continuum : une faible majorité d'entre elles occupent un emploi à temps complet (51,2 %), puis vient l'inactivité (15 %), suivi du temps partiel court (12,4 %), du temps partiel long (8,9 %), du chômage (8,1 %) et enfin le halo (4,4 %). Au sein du halo, les femmes sont particulièrement surreprésentées dans le halo 3, c'est-à-dire dans la situation où elles souhaitent travailler mais ne remplissent aucun des deux critères de définition du chômage à savoir la disponibilité et la recherche active d'emploi.

Le rapprochement des taux de chômage des femmes et des hommes observé pendant la crise qui se reflète ici dans une part des femmes au chômage plus faible que celle des hommes (8,1 % contre 9,5 %) masque donc la très forte diversité des situations d'emploi des femmes. Si la part des femmes au chômage est moins importante que celle des hommes, la catégorie du chômage n'arrive qu'en cinquième position dans la diversité des situations connues par les femmes sur le marché du travail bien derrière l'inactivité ou le temps partiel court.

Si l'on observe les seules situations de non-emploi (chômage, halo et inactivité), il apparaît également que le non-emploi des femmes est beaucoup moins capté par la catégorie statistique du chômage que celui des hommes : moins d'un tiers des femmes sans emploi tombent dans la catégorie du chômage (29 %) tandis que cela concerne la

**Graphique 1. Continuum des situations d'emploi pour les femmes et les hommes de 15 à 64 ans**



Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.

Note : pour la construction des différentes catégories, voir section 2.1.

Source : Enquête Emploi, 2016.

moitié des hommes sans emploi (50 %). Cet écart illustre donc la plus grande invisibilité des femmes sans emploi majoritairement présentes dans l'inactivité et dans le halo (constituant respectivement 54 % et 16 % du non-emploi féminin).

L'indicateur du taux de chômage rend de fait moins visible le non-emploi des femmes alors que le calcul d'indicateurs alternatifs pourrait permettre de mieux cerner les disparités femmes-hommes. Le taux de non-emploi s'élève ainsi à 19,1 % pour les hommes et 27,5 % pour les femmes de 15 à 64 ans hors études, retraites et préretraites<sup>4</sup>. Le calcul d'un indicateur de taux d'emploi en équivalent temps plein ou encore de taux d'emploi à temps complet permet aussi éclairer les disparités femmes-hommes en termes de temps de travail : le taux d'emploi à temps complet s'élève ainsi à 75,2 % pour les hommes et à seulement 51,2 % pour les femmes.

En complément de ces analyses descriptives et pour étudier les situations respectives des femmes et des hommes « toutes choses égales par ailleurs », deux régressions logistiques multinomiales sont

4. Le taux de non-emploi rapporte la somme des individus au chômage ou en inactivité (y compris le halo) à la population totale de référence. Le taux d'emploi à temps complet rapporte le nombre de personnes en emploi à temps complet à la population totale de référence.

effectuées (une sur les hommes et une sur les femmes). C'est à partir des résultats des régressions (encadré 2) que nous calculons les probabilités prédites des femmes et des hommes de se trouver dans les différents états du continuum.

### **Encadré 2. Résultats bruts des modèles logistiques (voir tableaux A2 et A3 en annexe)**

Les résultats des logits montrent que l'âge a des effets similaires sur les probabilités des femmes et des hommes de se trouver dans les différents états : les jeunes et les seniors ont des probabilités plus fortes de se trouver hors du temps complet (hormis une probabilité moins forte de chômage chez les seniors et de halo chez les femmes seniors). L'effet du diplôme va également dans le même sens chez les hommes et les femmes : plus il est élevé, plus il permet d'éviter toutes les situations hors temps complet. Un seul effet surprenant apparaît sur le temps partiel long des hommes qui semble favorisé pour des hauts niveaux de diplôme mais cette catégorie regroupant très peu d'individus (2191), ce résultat est à prendre avec précaution. Les effets des variables d'origine sont dans l'ensemble proches pour les deux sexes : les ressortissants de pays hors UE28 sont toujours plus susceptibles de se trouver hors de l'emploi à temps complet tandis que les ressortissants de pays de l'UE connaissent plus de temps partiel court pour les femmes et moins de chômage et d'inactivité pour les hommes. L'origine étrangère du père et de la mère favorise aussi les situations hors temps complet avec des variations entre hommes et femmes. Le fait d'habiter en ZUS accroît également les situations hors temps complet tandis que le fait d'habiter en zone rurale semble plus favorable à l'emploi à temps complet des hommes. Enfin, les variables de situation familiale jouent de manière très différenciée sur les situations des femmes et des hommes. La présence d'enfants plus ou moins jeunes augmente systématiquement les probabilités des femmes de se trouver dans tout autre état que l'emploi à temps complet. Chez les hommes, la présence d'enfants de moins de trois ans réduit leur inactivité mais ils sont davantage présents dans le temps partiel court, le chômage et le halo, semblant refléter un repositionnement sur le marché du travail à la naissance d'un enfant. À l'inverse, la présence d'enfants de moins de 18 ans réduit leurs probabilités de se trouver en dehors du temps complet (sauf pour le halo).

### 3.2. Une probabilité « toutes choses égales par ailleurs » d'être inactive, dans le halo ou à temps partiel toujours plus importante pour les femmes

L'analyse économétrique confirme que les femmes sont moins présentes dans les deux états les plus visibles du marché du travail que sont l'emploi à temps complet et le chômage et sont donc surreprésentées dans tous les autres états, les moins visibles, que sont les temps partiels, le halo du chômage et l'inactivité (tableau 1). « Toutes choses égales par ailleurs », les écarts entre femmes et hommes sont particulièrement marqués sur l'emploi à temps complet (27 points d'écart), l'inactivité (9 points d'écart) et les temps partiels courts (10 points d'écart) et long (7 points d'écart). L'écart est relativement réduit sur le halo (1 point d'écart) tandis qu'il disparaît en termes de chômage, les probabilités de chômage des femmes et des hommes se situant dans le même intervalle de confiance.

**Tableau 1. Probabilités prédites d'être dans les différents états du continuum « toutes choses égales par ailleurs » (en %), écart et ratio entre femmes et hommes**

	Femmes	Hommes	Écart Femmes-Hommes	Ratio Femmes/Hommes
Temps complet	51,5	78,1	-26,6	0,7
Temps partiel long	8,8	1,8	7	4,8
Temps partiel court	14,1	4,2	9,9	3,3
Chômage	7,9	8,2	-0,3	1,0
Halo	4,5	3,3	1,1	1,3
Inactivité	13,3	4,4	8,9	3,0

*Champ* : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et pré-retraités.

*Note de lecture* : une femme ayant des caractéristiques moyennes a une probabilité prédite d'être en inactivité 3 fois supérieure à celle d'un homme ayant des caractéristiques moyennes (13,3 % pour les femmes et 4,4 % pour les hommes), ce qui correspond également à un écart de 8,9 points de pourcentage.

*Source* : Enquête Emploi, 2016.

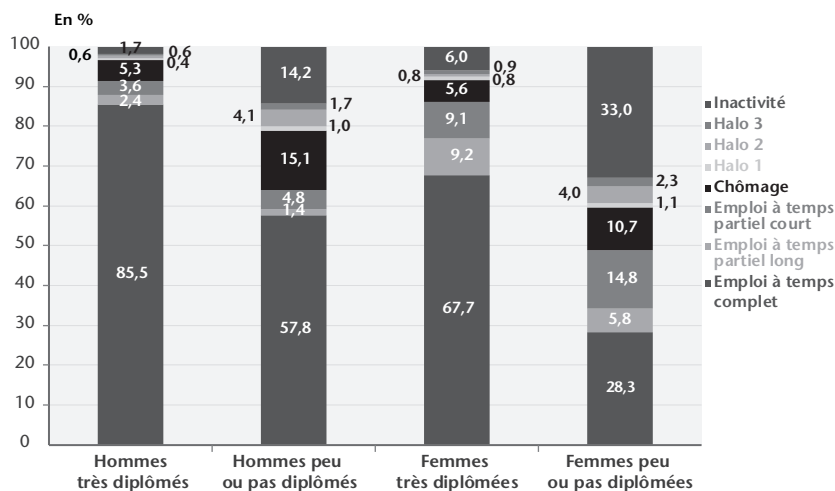
Si l'élévation du niveau de diplôme des femmes pouvait laisser espérer une convergence des situations des femmes et des hommes sur le marché du travail, ces résultats montrent qu'une femme ayant des caractéristiques moyennes n'a pas les mêmes probabilités de se trouver dans les différents états du continuum d'emploi qu'un homme ayant des caractéristiques moyennes. On peut donc s'interroger sur l'hétérogénéité des situations derrière ce résultat moyen, et notamment sur le rôle explicatif du niveau de diplôme.

## 4. Le continuum d'emploi sous l'effet du niveau de diplôme

### 4.1. Un impact plus fort du niveau de diplôme sur le « continuum » d'emploi des femmes

Globalement le niveau de diplôme agit dans le même sens chez les femmes et les hommes : plus il est élevé, plus les situations d'emploi à temps complet sont fréquentes et les situations de chômage, de halo et d'inactivité sont rares. Néanmoins deux résultats complémentaires apparaissent. D'une part, les différences entre femmes et hommes persistent à niveau de diplôme donné : si les écarts se réduisent chez les plus diplômé.e.s., ils ne disparaissent pas pour autant. D'autre part, le continuum se modifie plus fortement selon le niveau de diplôme pour les femmes que pour les hommes (graphique 2). Le diplôme a ainsi un effet plus fort sur le continuum d'emploi des femmes, ce qui implique qu'un faible niveau de diplôme leur est plus préjudiciable en termes d'intégration sur le marché du travail.

**Graphique 2. Continuum d'emploi des femmes et des hommes selon le niveau de diplôme**



Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.

Note : les « très diplômé.e.s » sont titulaires d'un diplôme supérieur à Bac+2 et les « peu ou pas diplômé.e.s » sont titulaires au plus du brevet des collèges. Pour la construction des différentes catégories, voir section 2.1.

Source : Enquête Emploi, 2016.

Ainsi, alors que 85,5 % des hommes très diplômés et 57,8 % des hommes peu ou pas diplômés sont à temps complet, c'est le cas pour respectivement 67,7 % et 28,3 % des femmes de niveaux de diplôme similaires. Les hommes peu ou pas diplômés sont plus souvent au



chômage (15,1 %) que les femmes de même qualification (10,7 %), mais ils sont deux fois moins inactifs (14,2 % vs. 33 %) et connaissent un peu moins le halo (6,8 % vs. 7,4 %).

#### **4.2. À caractéristiques similaires, les femmes peu ou pas diplômées sont moins au chômage mais toujours plus éloignées de l'emploi à temps complet**

Si le diplôme réduit la probabilité de chômage pour les femmes et les hommes, l'analyse économétrique confirme que les femmes peu ou pas diplômées ont moins de risque d'être au chômage que les hommes de même niveau de diplôme. En effet, les femmes peu diplômées connaissent une probabilité de chômage inférieure de 2,15 points de pourcentage par rapport aux hommes peu diplômés alors que cet écart n'existe quasiment pas (0,04 point) pour les plus diplômé.e.s.

Le non-emploi des femmes peu diplômées se reflète donc moins dans la catégorie du chômage puisqu'elles sont nombreuses à basculer vers le halo (9 %) et surtout l'inactivité (29 %). La catégorie statistique du chômage capte finalement la majeure partie du non-emploi des hommes très diplômés (60,8 %), une moindre part pour les hommes peu diplômés et les femmes très diplômées (respectivement 41,2 % et 38,2 %) et seulement 22,2 % du non-emploi des femmes peu diplômées<sup>5</sup>. Cette catégorie demeure donc peu pertinente pour appréhender le non-emploi des femmes et des moins diplômé.e.s, ces deux critères venant en revanche augmenter les probabilités d'être en inactivité ou dans le halo.

Dans l'ensemble, l'effet plus important du diplôme pour les femmes se confirme : il accroît notamment la probabilité de temps plein de presque 40 points de pourcentage pour les femmes et de 23 points pour les hommes<sup>6</sup>. Toutefois, si le fait d'être très diplômé.e vient réduire les inégalités entre femmes et hommes pour certains états du continuum (temps plein, inactivité et halo), les inégalités ne disparaissent pas. À diplôme élevé et autres caractéristiques moyennes, les différences de situations sur le marché du travail entre femmes et hommes sont encore très marquées. Elles prennent aussi des formes alternatives

---

5. La part du non-emploi captée par la catégorie du chômage est calculée dans chaque cas en rapportant le nombre de personnes au chômage sur l'ensemble des personnes en non-emploi (chômage+halo+inactivité). Par exemple pour les femmes peu ou pas diplômées :  $10,9 / (10,9 + 9 + 29) = 22,2 \%$ .

6. Écart de  $68,9 - 29,3 = 40,6$  points de % pour les femmes ;  $85,9 - 62,1 = 23,8$  points de % pour les hommes.

avec une plus forte probabilité de temps partiel long et une probabilité de chômage très légèrement supérieure à celle des hommes.

Cette probabilité plus forte de temps partiel long pour les femmes plus diplômées soulève la question du rôle de la configuration familiale et notamment de la présence de (jeunes) enfants sur les situations d’emploi des femmes et des hommes.

Tableau 2. Probabilités prédites d’être dans les différents états du continuum pour les femmes et les hommes à niveau de diplôme identique (écarts femmes-hommes)

	Femmes peu diplômées	Hommes peu diplômés	Femmes très diplômées	Hommes très diplômés	Écart Femmes-Hommes peu diplômé.e.s	Écart Femmes-Hommes diplômé.e.s
Temps complet	29,3	62,1	68,9	85,9	-32,8	-17
Temps partiel long	6,1	1,6	8,8	2,5	4,5	6,3
Temps partiel court	15,7	4,8	9,9	3,9	11	6,0
Chômage	10,9	13,0	4,8	4,7	-2,2	0,0
Halo	9,0	7,1	1,9	1,4	1,9	0,5
Inactivité	29,0	11,5	5,8	1,7	17,5	4,1

Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.  
Source : Enquête Emploi, 2016.

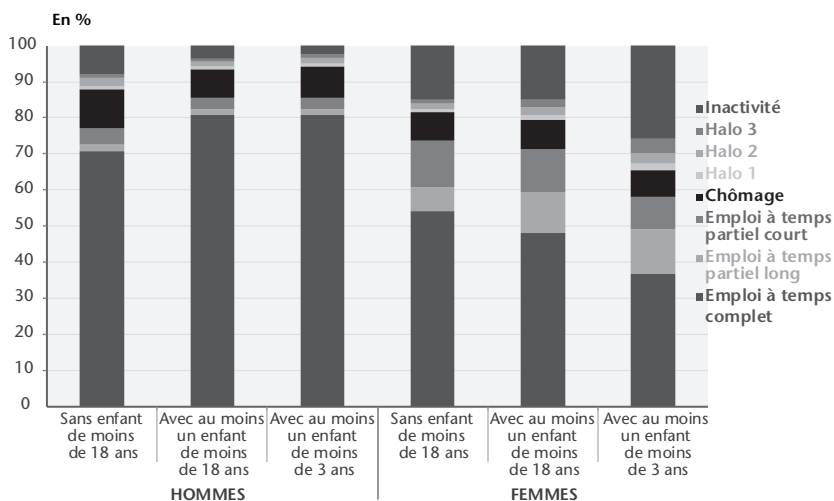
## 5. Le continuum d’emploi sous l’effet de la présence d’un jeune enfant

### 5.1. Les effets opposés de la présence d’un enfant en bas âge sur le continuum d’emploi des femmes et des hommes

Avoir un enfant et particulièrement de moins de 3 ans constitue un critère de différenciation important entre les situations des hommes et des femmes sur le marché du travail. Si la présence d’enfants et leur âge ne semble avoir que peu d’impact sur la situation sur le marché du travail des hommes, venant même réduire l’inactivité, la situation des femmes est, elle, très fortement modifiée par la présence d’au moins un enfant, le bas âge des enfants creusant encore les différences, comme le montre le graphique 3.

Sans surprise, la présence d’au moins un enfant de moins de 3 ans réduit l’emploi à temps complet des femmes mais il diminue également le temps partiel court et le chômage. En parallèle, les mères de jeunes enfants sont davantage présentes dans le temps partiel long, le halo et l’inactivité.

**Graphique 3. Continuum d'emploi des femmes et des hommes selon la présence d'enfants**



Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.

Note : les « très diplômé.e.s » sont titulaires d'un diplôme supérieur à Bac+2 et les « peu ou pas diplômé.e.s » sont titulaires au plus du brevet des collèges. Pour la construction des différents états du continuum, voir l'encadré 1.

Source : Enquête Emploi, 2016.

Ce résultat se confirme si on regarde la part des femmes recevant le Complément Libre Choix d'Activité<sup>7</sup> par situation d'emploi. Si en moyenne 6 % des femmes perçoivent cette allocation en gardant leur jeune enfant, cela concerne 11 % des femmes à temps partiel long (contre seulement moins de 5 % de celles en temps partiel court), 14,1 % des femmes au chômage ou dans le halo 1 et 16,8 % de celle dans le halo 3. Nous retrouvons ici les conclusions de Legendre et Vanovermeir (2011) indiquant que les personnes recourant au CLCA à taux réduit sont majoritairement en temps partiel assez long (entre 51% et 80% d'un temps complet). La transformation du continuum d'emploi des femmes avec ou sans jeunes enfants semble ainsi suggérer une diminution du temps complet au profit du temps partiel long et une diminution du temps partiel court et du chômage au profit de l'inactivité et du halo du chômage.

7. Le complément de libre choix d'activité (CLCA) est une prestation familiale versée par les caisses d'allocations familiales (CAF), qui apporte une compensation financière aux parents d'enfants de moins de trois ans qui ne travaillent pas (CLCA à taux plein) ou qui travaillent à temps partiel (CLCA à taux réduit). Cette prestation a été remplacée pour les enfants nés après le 31 décembre 2014 par la prestation partagée d'éducation de l'enfant (PreParE) dont un des principes est d'inciter au partage entre les deux parents.

5.2. Le non-emploi des mères de jeunes enfants masqué par un moindre chômage

L’analyse « toutes choses égales par ailleurs » confirme les écarts massifs entre femmes et hommes en présence de jeunes enfants. Les mères de jeunes enfants ont une très faible probabilité de travailler à temps complet (36,5%, inférieure de presque 40 points à celle des hommes), une probabilité de 26,9% d’être inactives (23,2 points de plus que les hommes), de respectivement 9,7% et 10,6% d’être en temps partiel long ou court (avec un écart respectif de 7,8 et 5,8 points par rapport aux hommes) et une probabilité de se trouver dans le halo de 8,2% (seulement 3,9% pour les pères de jeunes enfant). La probabilité de halo est ainsi fortement accrue par le cumul d’être femme et mère d’un jeune enfant, ce qui illustre le poids des contraintes de temps de recherche et de disponibilité à occuper un emploi qui pèse sur les femmes à l’arrivée d’un enfant, liées à l’inégale répartition des tâches parentales et domestiques.

Tableau 3. Probabilités prédites d’être dans les différents états du continuum pour les femmes et les hommes avec ou sans jeunes enfants (écarts femmes-hommes)

	Femme		Homme		Écart Femme-Homme	
	avec jeune enfant	sans jeune enfant	avec jeune enfant	sans jeune enfant	avec jeune enfant	sans jeune enfant
Temps complet	36,5	53,1	75,3	78,3	-38,8	-25,3
Temps partiel long	9,7	8,6	2,0	1,8	7,8	6,8
Temps partiel court	10,6	14,4	4,8	4,2	5,8	10,3
Chômage	8,1	7,8	10,4	8,0	-2,4	-0,2
Halo	8,2	4,1	3,9	3,3	4,3	0,8
Inactivité	26,9	12,0	3,7	4,4	23,3	7,6

Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.  
Source : Enquête Emploi, 2016.

En outre, comme le montrent les deux dernières colonnes du tableau 3, le chômage est à nouveau la catégorie du continuum où l’écart de probabilité est le plus faible et inversé entre les hommes et les femmes, puisque la probabilité de chômage des femmes avec jeunes enfants est de 2,4 points inférieure à celle des hommes avec jeunes enfants. Le poids du chômage dans le non-emploi est donc toujours plus faible pour les femmes que pour les hommes et se réduit encore pour les mères d’un enfant de moins de 3 ans (de 32,6 % à 18,7 %) alors qu’il augmente chez les pères (50,9 % et 58 %). Les mères de jeunes enfants s’éloignent ainsi de l’activité alors que les pères se repo-

sitionnent sur le marché du travail. Les situations du continuum sur lesquelles l'écart femmes-hommes se creuse particulièrement en présence de jeunes enfants sont donc celles situées aux deux extrémités du continuum (temps complet d'un côté, et halo et inactivité de l'autre), indiquant une polarisation des situations d'emploi à la suite des naissances d'enfants. En revanche, le fait d'avoir un enfant en bas âge n'accentue que très peu les écarts de temps partiel long déjà existants entre femmes et hommes. On retrouve ici le constat selon lequel l'emploi à temps partiel concerne davantage les femmes quelle que soit leur situation familiale (Pak, 2013).

Les femmes apparaissent donc *en moyenne* toujours moins intégrées sur le marché du travail que les hommes et l'absence de diplôme et la présence de jeunes enfants constituent deux facteurs déterminants pour expliquer la persistance de ces écarts femmes-hommes. Cependant, le continuum d'emploi des parents de jeunes enfants ne se modifie pas de la même manière selon le niveau de diplôme. Dans une dernière partie, ces deux critères sont croisés afin de comprendre leur articulation.

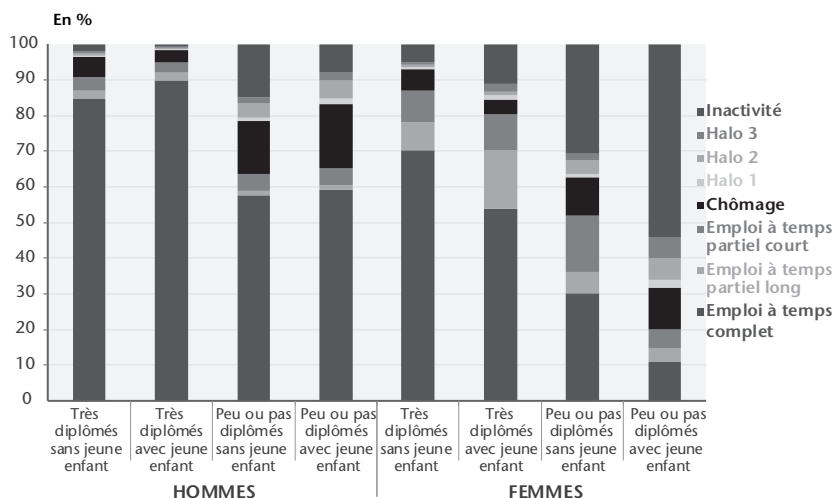
### **5.3. Les effets combinés du diplôme et des jeunes enfants : homogénéité des situations des hommes et diversité des situations des femmes**

L'analyse croisée confirme que l'absence de diplôme et la présence d'enfants renforcent les écarts entre femmes et hommes sur la plupart des états du continuum notamment aux deux extrémités (temps complet d'un côté et halo et inactivité de l'autre). Les écarts se creusent particulièrement lorsque ces deux caractéristiques se cumulent, comme l'illustre le graphique 4.

Si l'écart de temps complet est de 27 points entre femmes et hommes en moyenne, il s'échelonne de 16 points pour les très diplômé.e.s sans jeune enfant à 42,5 points pour les peu diplômé.e.s avec jeune enfant. C'est aussi pour les peu diplômé.e.s avec jeune enfant que l'écart de probabilité entre femmes et hommes de connaître l'inactivité est le plus important.

Des éléments intéressants apparaissent concernant les formes d'emploi à temps partiel. Si le fait d'être une femme augmente la probabilité de temps partiel, les écarts entre femmes et hommes diffèrent selon la durée du temps partiel lorsqu'on croise le niveau de diplôme et la présence d'enfant en bas âge. C'est parmi les diplômé.e.s avec jeune enfant que les écarts de temps partiel long entre femmes et

**Graphique 4. Continuum d'emploi des femmes et des hommes selon la présence d'enfants et le niveau de diplôme**



Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.

Note : les « très diplômé.e.s » sont titulaires d'un diplôme supérieur à Bac+2 et les « peu ou pas diplômé.e.s » sont titulaires au plus du brevet des collèges. Pour la construction des différents états du continuum, voir l'encadré 1.

Source : Enquête Emploi, 2016.

hommes sont les plus importants tandis que l'absence de diplôme réduit les écarts sur le temps partiel long. Certaines femmes diplômées réduisent en effet de quelques heures leur temps de travail dans un objectif de meilleure articulation entre vie familiale et vie professionnelle. Cette baisse du temps de travail peut se faire directement à la fin du congé maternité ou *via* un congé parental à temps partiel après lequel de nombreuses femmes restent à temps partiel (Legendre et Vanovermeir, 2011). Du côté des moins diplômées, la présence d'un enfant en bas âge fait davantage basculer les femmes vers le halo et l'inactivité, rappelant ici l'existence de « trappes à inactivité » pour les femmes les moins bien insérées sur le marché du travail qui sont souvent les moins diplômées (OCDE, 2013, p.100).

Les effets semblent jouer de manière différente pour le temps partiel court : c'est parmi les peu ou pas diplômé.e.s sans jeune enfant que les écarts entre femmes et hommes sont les plus marqués. La logique semble ici plutôt sectorielle, liée à la demande de travail, les femmes étant davantage présentes dans certains secteurs et métiers peu qualifiés où les temps partiels courts sont répandus. Ainsi le secteur de l'aide à domicile, des aides ménagères et des assistantes maternelles, féminisé à 97,7 % et qui emploie près d'un million de femmes en France

Tableau 4. Synthèse des écarts entre femmes et hommes dans les différents états du continuum

	Écart Femmes-Hommes	Écart Femme-Homme		Écart Femmes-Hommes		Écart Femmes-Hommes		Écart Femmes-Hommes	
		avec jeune enfant	sans jeune enfant	peu diplômé.e.s	diplômé.e.s	peu diplômé.e.s avec jeune enfant	diplômé.e.s avec jeune enfant	peu diplômé.e.s sans jeune enfant	diplômé.e.s sans jeune enfant
<b>Temps complet</b>	-26,6	-38,8	-25,3	-32,8	-17,0	-42,5	-27,0	-31,4	-16,0
<b>Temps partiel long</b>	7,0	7,8	6,8	4,5	6,3	3,7	8,5	4,5	6,0
<b>Temps partiel court</b>	9,9	5,8	10,3	11,0	6,0	4,1	4,2	11,8	6,2
<b>Chômage</b>	-0,3	-2,4	-0,2	-2,2	0,0	-7,5	-0,4	-1,7	0,0
<b>Halo</b>	1,1	4,3	0,8	1,9	0,5	4,9	2,4	1,5	0,4
<b>Inactivité</b>	8,9	23,3	7,6	17,5	4,1	37,3	12,2	15,3	3,5

Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.

Note : les écarts calculés dans les cinq premières colonnes reprennent des chiffres des tableaux 1, 2 et 3, les écarts des quatre dernières colonnes sont calculés à partir des probabilités prédites présentées dans le tableau A4 en annexe.

Source : Enquête Emploi, 2016.

(Argouarc'h, Calavrezo, 2013) présente des taux de temps partiel très élevés (72 % pour l'aide à domicile et les aides ménagères et 33 % pour les assistantes maternelles) (Dares, 2016).

Enfin, c'est toujours au sein de la catégorie du chômage que les inégalités entre femmes et hommes sont les plus faibles voire inversées. Cela est notamment vrai pour les femmes peu ou pas diplômées avec enfant en bas âge qui sont nettement moins présentes dans le chômage que les hommes avec les mêmes caractéristiques (plus de 7 points d'écart). Le non emploi des femmes est concentré sur l'inactivité et le halo : seules 12,8 % de ces femmes sans emploi tombent dans la catégorie du chômage (vs. 48 % des hommes).

## 6. Conclusion

S'il n'existe bien évidemment pas de bonne mesure du chômage (Freyssinet, 2009), cette analyse montre que les mesures les plus couramment admises rendent moins visible l'hétérogénéité des situations des femmes. Le continuum d'emploi construit dans cet article témoigne à la fois de la plus grande dispersion des femmes entre le temps complet, le temps partiel long et court, le chômage, les différents types de halo et l'inactivité et des différences persistantes entre femmes et hommes, y compris pour les hauts niveaux de diplôme. Si les inégalités entre femmes et hommes se réduisent pour les plus diplômées, elles ne disparaissent pas pour autant et prennent également des formes alternatives : les femmes diplômées connaissent relativement moins d'inactivité et le halo mais davantage de temps partiel long et autant de chômage que les hommes.

On remarque également que les écarts entre femmes et hommes sont relativement plus marqués sur les situations du continuum les moins observées (temps partiel court et long, temps complet, inactivité, halo) tandis que l'écart femme-homme en termes de chômage est non significatif, voire souvent inversé. Ainsi, la catégorie du chômage apparaît plus pertinente pour refléter le non-emploi des hommes tandis qu'elle capte mal le non-emploi des femmes, et ce d'autant plus qu'elles sont faiblement diplômées et mères de jeunes enfants.

L'analyse empirique rappelle aussi l'importance de considérer, en particulier pour les femmes, les situations « à la frontière » des trois catégories habituelles d'analyse (emploi, chômage et inactivité), notamment le halo du chômage et le temps partiel plus ou moins long.



Il apparaît par exemple, que pour les mères de jeunes enfants, la probabilité de se trouver dans le halo du chômage est similaire à la probabilité d'être au chômage (8 % dans les deux cas). Cela montre une fois de plus que les situations des femmes – pour lesquelles la tension entre vie professionnelle et vie familiale reste plus vive – sont davantage susceptibles d'être « invisibilisées » par les indicateurs traditionnels du marché du travail, taux de chômage mais aussi taux d'emploi (à temps plein et partiel confondus). Si la définition d'indicateurs complémentaires comme le halo du chômage (pour lequel l'INSEE retient une définition plus large que celle d'Eurostat incluant le « halo 3 ») constitue une avancée, ces indicateurs restent très peu mobilisés dans le débat public.

La mobilisation dans le débat public d'indicateurs alternatifs pour commenter la situation du marché du travail semble donc absolument nécessaire. La focalisation au niveau national sur le taux de chômage et au niveau européen sur le taux d'emploi (sans aucune référence spécifique au temps complet) peut conduire à préconiser des politiques publiques favorisant le développement d'emplois de faible qualité (notamment des temps partiels courts) en particulier pour les femmes et d'autant plus qu'elles sont peu qualifiées. Cette tendance à un partage du temps de travail relativement inégalitaire est déjà à l'œuvre dans certains pays européens comme l'Allemagne où l'augmentation du taux d'emploi passe exclusivement par la création d'emplois à temps partiel (Costes *et al.*, 2015) et le développement d'un modèle de *temps complet long* pour les hommes associé à des *temps partiels courts* pour les femmes

L'utilisation du taux d'emploi en équivalent temps complet pourrait constituer une alternative intéressante à l'utilisation du taux de chômage ou du taux d'emploi comme principaux outils de suivi du marché du travail (Lemière, 2013). Au niveau européen, l'indicateur utilisé pour repérer les jeunes ni en éducation/formation, ni en emploi, ni en stage (NEET : *Not in Education, Employment or Training*) est riche d'enseignements. Il permet ainsi de mettre en lumière que si 15 % des jeunes hommes de 25-29 ans sont dans cette forme de décrochage de l'emploi, c'est 25 % des jeunes femmes du même âge (Minni et Pommier, 2012), alors même que les filles sont moins concernées par le décrochage scolaire, notion bien plus médiatisée. Déployer l'indicateur NEET à l'ensemble de la population pourrait ainsi constituer une piste intéressante pour définir un indicateur de non-emploi pour tous les

adultes et permettant de valoriser les situations de formation continue (Guergoat-Larivière, à paraître).

La définition d'un indicateur unique reflétant la complexité du marché du travail est un défi difficile mais la question du temps de travail et les situations de formation continue sont probablement deux critères fondamentaux à intégrer à un tel indicateur dans un contexte marqué par l'accroissement des inégalités sur le marché du travail.

## Références

- Argouarc'h J., Calavrezo O., 2013, « La répartition des hommes et des femmes par métier », *Dares Analyses*, n° 79, décembre.
- Cézard M., 1986, « Le chômage et son halo », *Économie et statistique*, n° 193-194, novembre-décembre, pp. 77-82.
- Cézard M. Méron M., Roth N., Torelli C., 1991, « Le halo autour du chômage », *Economie et statistique*, n° 249, pp. 15-23, décembre.
- Costes N., Rambert L., Saillard E., 2015, « Part-time work and work-sharing: a comparison between France and Germany », *Trésor-Economics*, n° 141, French Directorate General of the Treasury (DG Trésor), janvier.
- Coudin E. et Thélot H., 2009, « Le 'halo' du chômage: entre chômage BIT et inactivité », *Insee Première*, n° 1260, octobre.
- Dares, 2016, Portraits statistiques des métiers 1982-2014, fiches T2A <http://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/t2a.pdf> et T2B <http://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/t2b.pdf>
- Dieu A. M., Delhay C., Cornet A., 2010, « Les femmes au foyer », *Travail et Emploi*, n° 122, pp. 27-38.
- Eurostat, 2015, *Underemployment and potential additional labor force statistics*, [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Underemployment\\_and\\_potential\\_additional\\_labour\\_force\\_statistics](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Underemployment_and_potential_additional_labour_force_statistics)
- Freyssinet J., 2009, « La mesure du chômage : un enjeu de société », in *Les Cahiers français*, « Emploi et chômage dans les pays de l'OCDE : les grandes tendances », n° 353, novembre-décembre.
- Galtier B., 2011, « L'arbitrage entre emploi et inactivité des mères de jeunes enfants : le poids des contraintes familiales, professionnelles et sociétales sur les modes d'accueil des enfants », *Économie et statistique*, n° 447, pp. 33-56.
- Gautié J., 2002, « De l'invention du chômage à sa déconstruction. », *Genèses*, vol. 1, n° 46, pp. 60-76.

- Guergoat-Larivière M., 2018, à paraître, « What do labour market indicators (not) tell us and how do they shape our vision of changing European labour markets? », Next Left focus group, Foundation for European Progressive Studies.
- Insee, 2017, « Femmes et hommes, l'égalité en question », édition 2017.
- Laroque G. et Salanié B., 2000, « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et statistique*, n° 331, pp. 7-66.
- Legendre et Vanovermeir, 2011, « Situations professionnelles à l'entrée et à la sortie du complément de libre choix d'activité (CLCA) », *Études et résultats*, Drees, n° 750, février.
- Lemière S. (dir.), Becker M., Berthoin G., Domingo P., Guergoat-Larivière M., Marc C., Maurage-Bousquet A., Silvera R. (2013), « L'accès à l'emploi des femmes : une question de politiques... », *Rapport pour le Ministère des Droits des Femmes*, La Documentation Française, décembre, 179 p.
- Long J. S., Freese J., 2014, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, Third Edition, Stata Press.
- Mainguené A. et Martinelli D., 2010, « Femmes et hommes en début de carrière. Les femmes commencent à tirer profit de leur réussite scolaire », *Insee Première*, n° 1284, février.
- Maruani M., 2002, *Les mécomptes du chômage*, Bayard, 160 p.
- Maruani M., Méron M., 2012, *Un siècle de travail des femmes en France : 1901-2011*, Éditions La Découverte, 230 p.
- Minni C. et Pommier P., 2012, « Emploi et chômage des 15-29 ans en 2011 », *Dares Analyses*, décembre, n° 090.
- OCDE, 2013, *Études économiques de l'OCDE : France 2013*, Éditions OCDE.
- Pailhé A. et Solaz A., 2007, « Inflexions des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes après la naissance d'enfants », *Recherches et Prévisions*, n° 90, décembre.
- Ravel C., 2007, « La polarisation de l'emploi au sein des ménages de 1975 à 2002 », *Économie et statistique*, n° 402, pp. 3-23.

ANNEXES

Tableau A1. Statistiques descriptives des variables explicatives

	Homme	Femme
15-24 ans	10,2	7,9
25-49 ans	56,8	57,4
50-64 ans	33,1	34,7
Présence d'un enfant de moins de 3 ans	10,1	10,9
Nombre d'enfants de moins de 18 ans	0,8	0,9
Célibataire	34,9	34,4
En couple	65,1	65,6
Supérieur à bac+2	17,4	19,0
Bac+2	12,2	15,0
Baccalauréat ou brevet professionnel	18,6	19,6
CAP, BEP	28,7	22,1
Sans diplôme ou brevet des collèges	23,1	24,3
Milieu rural	24,7	22,6
Milieu urbain	75,3	77,4
ZUS	5,3	5,7
Français	93,4	92,1
Etranger d'un autre pays de l'UE28	2,0	2,1
Etranger d'un pays hors UE28	4,6	5,8
Mère née à l'étranger	19,5	21,4
Père né à l'étranger	20,8	22,5

Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraités et préretraités. N=260.606 observations.  
Note de lecture : 10,2% des hommes de la base ont entre 15 et 24 ans. Les femmes de la base ont en moyenne 0,9 enfant de moins de 18 ans vivant dans leur ménage.  
Source : Enquête Emploi, 2016.

**Tableau A2. Résultats du logit estimant pour les HOMMES la probabilité d'être dans différents états sur le marché du travail (référence : emploi à temps complet)**

	TP long	TP court	Chômage	Halo	Inactivité
<b>Âge</b>					
15-24 ans	0,408*** 0,076	0,829*** 0,045	0,841*** 0,029	0,432*** 0,045	0,817*** 0,04
25-49 ans	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
50-64 ans	0,342*** 0,052	0,536*** 0,034	-0,202*** 0,027	0,078** 0,036	1,178*** 0,029
<b>Situation familiale</b>					
Présence d'un enfant de moins de 3 ans	0,109 0,08	0,190*** 0,056	0,306*** 0,037	0,211*** 0,055	-0,153** 0,063
Nombre d'enfants de moins de 18 ans	-0,012 0,026	-0,074*** 0,017	-0,026** 0,011	0,052*** 0,016	-0,057*** 0,016
En couple (marié ou non)	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Célibataire	0,413*** 0,053	0,613*** 0,034	1,107*** 0,025	1,194*** 0,036	1,152*** 0,028
<b>Diplôme</b>					
Supérieur à bac+2	0,158** 0,068	-0,526*** 0,047	-1,344*** 0,036	-1,954*** 0,061	-2,267*** 0,055
Bac+2	0,130* 0,074	-0,629*** 0,054	-1,258*** 0,041	-1,769*** 0,067	-1,999*** 0,057
Baccalauréat ou brevet professionnel	0,022 0,07	-0,255*** 0,043	-0,806*** 0,03	-1,082*** 0,044	-1,290*** 0,037
CAP, BEP	-0,370*** 0,07	-0,474*** 0,041	-0,537*** 0,026	-0,795*** 0,036	-1,122*** 0,03
Sans diplôme ou brevet des collèges	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Situation géographique et origine</b>					
Vivant en zone urbaine	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Vivant en zone rurale	-0,176*** 0,054	-0,103*** 0,036	-0,496*** 0,028	-0,506*** 0,041	-0,277*** 0,031
Vivant en ZUS	0,015 0,109	0,526*** 0,057	0,534*** 0,037	0,357*** 0,055	0,587*** 0,046
Originaire de France	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Originaire d'un pays étranger dans l'UE28	-0,124 0,177	0,164 0,1	-0,196*** 0,076	-0,157 0,114	-0,229*** 0,088
Originaire d'un pays hors UE28	0,256** 0,126	0,744*** 0,069	0,635*** 0,047	1,019*** 0,062	0,506*** 0,06
Mère née à l'étranger	0,015 0,088	0,058 0,057	0,189*** 0,037	0,196*** 0,059	0,231*** 0,048
Père né à l'étranger	0,006 0,086	0,125** 0,054	0,268*** 0,035	0,014 0,058	0,083* 0,048
<b>Constante</b>	-3,963*** 0,072	-3,079*** 0,046	-1,999*** 0,031	-2,697*** 0,043	-2,542*** 0,037

Champ : 15-64 ans, hors étudiantes, apprenties, retraitées et préretraitées. N=125.238 observations

Note : coefficients et écart-types robustes en dessous; seuils de significativité : \*\*\* statistiquement significatif au seuil de 0,1 %; \*\* au seuil de 1 %; \* au seuil de 5 %; + au seuil de 10 %.

Source : Enquête Emploi, 2016.

**Tableau A3. Résultats du logit estimant pour les FEMMES la probabilité d'être dans différents états sur le marché du travail (référence : emploi à temps complet)**

	TP long	TP court	Chômage	Halo	Inactivité
<b>Âge</b>					
15-24 ans	0,100* 0,051	0,746*** 0,035	1,165*** 0,033	0,663*** 0,046	0,960*** 0,036
25-49 ans	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
50-64 ans	0,256*** 0,026	0,342*** 0,022	-0,396*** 0,029	-0,154*** 0,036	0,950*** 0,023
<b>Situation familiale</b>					
Présence d'un enfant de moins de 3 ans	0,497*** 0,032	0,068* 0,035	0,409*** 0,037	1,063*** 0,038	1,179*** 0,028
Nombre d'enfants de moins de 18 ans	0,325*** 0,01	0,171*** 0,01	0,215*** 0,011	0,352*** 0,013	0,341*** 0,01
En couple (marié ou non)	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Célibataire	-0,378*** 0,025	0,014 0,02	0,728*** 0,023	0,628*** 0,029	-0,098*** 0,02
<b>Diplôme</b>					
Supérieur à bac+2	-0,487*** 0,035	-1,315*** 0,03	-1,684*** 0,036	-2,400*** 0,049	-2,472*** 0,032
Bac+2	-0,216*** 0,035	-1,206*** 0,031	-1,607*** 0,04	-2,155*** 0,052	-2,171*** 0,033
Baccalauréat ou brevet professionnel	-0,190*** 0,035	-0,689*** 0,027	-0,923*** 0,031	-1,440*** 0,039	-1,476*** 0,026
CAP, BEP	-0,134*** 0,034	-0,485*** 0,025	-0,647*** 0,03	-0,936*** 0,035	-1,186*** 0,024
Sans diplôme ou brevet des collèges	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Situation géographique et origine</b>					
Vivant en zone urbaine	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Vivant en zone rurale	0,205*** 0,023	0,062*** 0,021	-0,289*** 0,029	-0,349*** 0,037	-0,242*** 0,022
Vivant en ZUS	-0,041 0,059	0,274*** 0,04	0,317*** 0,042	0,089* 0,053	0,639*** 0,035
Originaire de France	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Originaire d'un pays étranger dans l'UE28	0,06 0,084	0,381*** 0,061	0,029 0,081	-0,051 0,107	-0,011 0,066
Originaire d'un pays hors UE28	0,126 0,079	0,884*** 0,051	1,236*** 0,052	1,562*** 0,058	1,271*** 0,046
Mère née à l'étranger	-0,109** 0,043	0,028 0,035	0,251*** 0,038	0,083 0,051	0,163*** 0,034
Père né à l'étranger	-0,051 0,041	0,151*** 0,034	0,162*** 0,037	0,176*** 0,049	0,231*** 0,033
Constante	-1,899*** 0,035	-1,091*** 0,028	-1,543*** 0,033	-1,892*** 0,039	-0,950*** 0,027

Champ : 15-64 ans, hors étudiantes, apprenties, retraitées et préretraitées. N=135.368 observations.

Note : coefficients et écart-types robustes en dessous ; seuils de significativité : \*\*\* statistiquement significatif au seuil de 0,1 % ; \*\* au seuil de 1 % ; \* au seuil de 5 % ; + au seuil de 10 %.

Source : Enquête Emploi, 2016.

**Tableau A4. Probabilités prédites d'être dans les différents états du continuum pour les femmes et les hommes, à niveau de diplôme et présence d'enfants en bas âge identiques**

	Femme peu diplômée avec jeune enfant	Homme peu diplômé avec jeune enfant	Femme diplômée avec jeune enfant	Homme diplômé avec jeune enfant	Femme peu diplômée sans jeune enfant	Homme peu diplômé sans jeune enfant	Femme diplômée sans jeune enfant	Homme diplômé sans jeune enfant
<b>Temps complet</b>	16,5	59,0	56,8	83,7	31,0	62,3	70,0	86,1
<b>Temps partiel long</b>	5,3	1,6	11,2	2,7	6,1	1,5	8,4	2,5
<b>Temps partiel court</b>	9,4	5,4	8,7	4,5	16,5	4,7	10,0	3,8
<b>Chômage</b>	8,8	16,3	5,6	6,0	11,0	12,7	4,6	4,6
<b>Halo</b>	13,1	8,2	4,1	1,6	8,5	7,0	1,7	1,4
<b>Inactivité</b>	46,8	9,5	13,6	1,4	27,0	11,7	5,2	1,7

Champ : 15-64 ans, hors étudiants, apprentis, retraitées et préretraitées. N=135.368 observations.

Source : Enquête Emploi, 2016.

Directeur de la Publication : Xavier Ragot  
Achevé d'imprimer en janvier 2019 par LEN SAS – 93400 Saint-Ouen  
Imprimé en France

Réalisation, composition : Najette Moummi